

## MARCHÉS ÉMERGENTS D' ACTIONS : PREVISIBILITÉS ET INCERTITUDES <sup>1</sup>

F. BOURGUIGNON\*, P. CONDICOEUR\*\*, P. SÉQUIER\*\*\* 2

Les investissements de portefeuille dans les marchés émergents ont connu un engouement aussi spectaculaire que récent qui se justifie avant tout par les performances impressionnantes observées sur ces marchés (voir graphique ci-dessous) à une époque où les marchés développés étaient en pleine stagnation. Les premiers fonds d'actions émergents remontent au milieu des années 80 et ils ont connu depuis lors un développement rapide. Sur la période 1987-1993, on estime ainsi que plus de 160 milliards de dollars se seraient investis sur la douzaine de marchés qualifiés d' émergents .

Les investisseurs internationaux ne pouvaient voir qu'avec beaucoup d'intérêt l'ouverture de ces nouvelles places boursières. Des garanties réglementaires solides ainsi qu'une visibilité accrue de l'évolution de ces économies leur permettraient en effet d'investir sur des marchés dont les perspectives de croissance économique ne sont plus d'actualité dans les pays de l'OCDE. La moyenne des pays émergents a connu au cours de ces dix dernières années une croissance supérieure à 5 % par an — à comparer à environ 1 % pour les pays de l'OCDE. Dans certains pays de l'Asie du Sud Est la croissance a même atteint des rythmes de 8 à 10 % annuels sur plusieurs années consécutives.

Malgré tout, investir sur ces marchés et gérer un portefeuille international d'actions émergentes pose des difficultés particulières, notamment en raison d'une volatilité souvent sans commune mesure avec ce que l'on observe dans les pays développés, et également à cause d'une plus faible transparence et donc une moindre prédictivité de ces marchés. C'est ce qui a motivé les recherches entreprises depuis plus d'un an dans le cadre de la Sicav CCF SAM — Emerging Markets Fund (EMF) dont nous résumons ici quelques résultats particulièrement significatifs.

85

*1 Cet article reprend les travaux présentés dans le n° 13 de la revue « Quants » par les mêmes auteurs.*

*2. \* Directeur d'études EHESS, \*\*Gérant de Portefeuilles CCFSAM, \*\*\*Ingénieur Financier.  
Nous remercions Jean-Luc Tingaud qui a effectué une grande partie des traitements statistiques de cette étude.*

Il n'y a pas de définition communément admise des marchés émergents. Nous avons retenu ici tous les marchés boursiers situés dans des pays en développement ou à revenus intermédiaires présentant un degré d'ouverture suffisant pour des investissements de portefeuilles étrangers (supports légaux, devise convertible, marchés organisés), et sans risque d'instabilité politique ou internationaux. C'est en fait sur ce dernier critère que peut s'effectuer la distinction entre un grand nombre de pays « potentiellement émergents » et le groupe plus restreint de marchés qui peuvent être effectivement retenus par un investisseur international (la liste des pays considérés est présentée en annexe 1).

Comme on l'a indiqué, la caractéristique la plus visible de ces marchés pour un investisseur est leur caractère risqué. S'il est vrai que ces dernières années les performances en dollars (USD) des marchés émergents ont été en moyenne souvent supérieures à celles des marchés développés, l'ampleur des mouvements annuels révèle les risques encourus, il apparaît dès lors clairement que le premier souci d'un investisseur sur ces marchés sera, sinon de contrôler, du moins de minimiser la volatilité anticipée de son portefeuille en jouant sur la volatilité propre aux divers marchés et leurs corrélations respectives. La première partie de cet article s'attachera à une analyse détaillée de ces volatilités et corrélations. La deuxième partie traitera quant à elle des performances des marchés et de la possibilité de les expliquer et de les prédire. Il serait en effet illusoire de croire que ces marchés obéissent à une loi d'allocation internationale efficace du capital en vertu duquel leur rentabilité moyenne ne dépendrait que de leur volatilité et de leur covariation avec le reste du monde. Une analyse approfondie des divers marchés émergents doit au contraire permettre de repérer les effets de l'imperfection du marché international du capital et des changes et de tirer profit de la prévisibilité partielle des rentabilités qu'elle implique. Les conséquences de cette double analyse des risques et des rentabilités en matière de gestion quantitative et active d'un portefeuille d'actions émergentes sont résumées en conclusion.

86

### *I. LE RISQUE DANS LES MARCHÉS ÉMERGENTS*

Le risque d'un portefeuille d'actions dépend de leurs volatilités, ainsi que de leurs corrélations respectives. Il en est de même pour un portefeuille de marchés émergents. Dans le but de minimiser le risque global du portefeuille, il est nécessaire d'évaluer précisément ces paramètres, voire d'anticiper leurs évolutions.

Précisons dès à présent que le point de vue adopté ici est celui des pays et non des valeurs. Il a souvent été montré que, dans la gestion d'actions internationales, la pondération des pays pèse davantage dans le résultat

final que la sélection des valeurs à l'intérieur de chaque pays. Ceci est encore plus vrai lorsqu'il s'agit des marchés émergents. Leur forte concentration (en terme de liquidité, secteurs et titres) et l'ampleur des mouvements qui affectent tous les titres quasiment sans discrimination, conduisent en effet à une forte corrélation des performances individuelles des titres à l'intérieur d'un marché [voir par exemple Harvey, 1993]. Dès lors, les principaux choix d'investissement concernent essentiellement la sélection et la pondération des divers marchés ou pays.

1.1 Les volatilités et leur évolution

1.1.1 Volatilités et devise d'expression

Le tableau ci-dessous montre les volatilités<sup>3</sup> des rentabilités hebdomadaires sur les 3 dernières années de quelques marchés émergents et marchés développés. Comme on s'y attend, il ressort de cette comparaison que les marchés émergents sont considérablement plus risqués que les marchés développés.

VOLATILITÉS COMPARÉES DE QUELQUES MARCHÉS

Pays	Volatilité (Janv. 94) (en %)
Brésil	65,0
Taïwan	32,6
Pakistan	26,1
Mexique	20,6
USA	8,0
Europe	12,4
Japon	15,8

Les volatilités précédentes sont définies sur les rentabilités apparentes en dollars d'un marché, soit :

$$1 + r'_s = (1 + r_l (1 + d_l))$$

où  $r'_s$  est la rentabilité en dollars sur le marché l durant la période considérée,  $r_l$  la rentabilité en devise locale du marché sur la même période et  $d_l$  la rentabilité de la devise du pays l contre dollar.

3 Rappelons que la volatilité d'un marché est l'écart annualisé de ses rentabilités dans des intervalles homogènes de temps au cours d'une période donnée.

S'il est exact que, dans la perspective qui est la nôtre, c'est bien la rentabilité en devise internationale (ici le dollar) et donc la volatilité en dollars qui s'avèrent pertinents, décomposer ce risque entre risque propre au marché (en devise locale) et risque propre à la devise est important. En effet, ces deux risques ne sont pas de même nature, et ne se gèrent pas de la même façon. Nous avons effectué cette décomposition sur la période 1992-1994.

## DÉCOMPOSITION DE LA VOLATILITÉ DOLLAR

	Volatilité (21.01.94)		
	En dollars (en %)	En monnaie locale (en %)	Devise contre dollars (en %)
Argentine	35,91	35,75	1,13
Brésil	65,54	60,98	9,72
Chili	19,68	19,03	5,65
Mexique	20,97	21,03	4,22
Vénézuéla	33,14	33,47	6,51
Corée	28,49	28,36	1,70
Inde	42,52	40,53	8,98
Indonésie	19,33	19,33	1,39
Malaisie	18,31	18,43	5,63
Pakistan	24,98	25,13	4,54
Philippines	25,17	24,41	10,58
Taiwan	33,42	32,42	3,66
Thaïlande	25,75	25,84	1,85
Grèce	29,48	28,21	11,38
Portugal	19,37	13,83	14,04
Turquie	58,87	56,83	12,47

Ces résultats peuvent paraître surprenants : l'écart entre volatilités « en dollars » et volatilités « locales » se révèle remarquablement faible. Deux raisons essentielles peuvent expliquer ce phénomène. La première tient à la faiblesse des niveaux de volatilités obtenus sur les devises. La seconde provient de la corrélation entre les performances des marchés d'actions (en rendement local) et les variations des devises locales contre dollar.

Le graphique n° 2 illustre cet argument. La volatilité en dollar y apparaît comme la somme vectorielle de la volatilité en monnaie locale et de la volatilité du change. Le repère formé par ces deux derniers vecteurs serait orthogonal si le rendement en monnaie locale et le rendement de la devise contre le dollar étaient indépendants. Le fait que ces deux rendements soient positivement corrélés est pris en compte par l'angle aigu formé par les deux vecteurs qui les représentent (on peut montrer que le cosinus de l'angle formé par ces vecteurs est une mesure de la corrélation des variables qu'ils représentent). Dans ces conditions la volatilité dollar (longueur du vecteur correspondant) est peu différente de la volatilité en monnaie locale, d'une part parce que le vecteur de volatilité devise est court, et d'autre part parce qu'il est incliné sur le vecteur volatilité en monnaie locale. Les « directions » restent cependant assez différentes — autrement dit la corrélation n'est pas parfaite. Il faut remarquer en outre que la volatilité du change ne traduit que très imparfaitement les risques de dévaluations peu fréquentes mais importantes et brutales que l'on observe dans bon nombre de pays de notre échantillon. Une gestion spécifique du risque de la devise, indépendamment de la gestion du risque du marché local reste donc nécessaire [voir plus bas, section II.2].

### 1.1.2 Évolution des volatilités

Quiconque a une expérience des marchés financiers a eu l'occasion de constater que la volatilité d'un indice n'est pas stable : des fortes périodes de turbulences alternent avec des périodes plus calmes. A cette instabilité intrinsèque de la volatilité s'ajoute également un phénomène strictement lié à la façon de l'estimer.

Au facteur d'annualisation près, la volatilité d'un marché est égale à l'écart-type des rentabilités. On a ainsi sur la période  $[t_1, t_2]$  :

$$V_{1,2} = \sigma_{1,2} \sqrt{p}$$

où  $V_{1,2}$  est la volatilité sur la période  $[t_1, t_2]$ ,  $\sigma_{1,2}$  l'écart-type des rentabilités sur cette période et  $p$  le facteur d'annualisation (par exemple :  $p = 52$  pour des rentabilités hebdomadaires). Une méthode simple et commune d'évaluation de la volatilité d'un marché consiste à calculer cette volatilité en glissement, sur une période  $[t_2 - t_1]$  constante (2 ans dans le tableau précédent). Au point «  $t_2 + 1$  », la rentabilité en  $t_1$  disparaît du calcul, tandis que la rentabilité «  $t_2 + 1$  » y entre pour la première fois.

Il en découle que si l'une ou l'autre de ces rentabilités s'avère « anormale » (en ce qu'elle diffère trop fortement de la rentabilité moyenne sur la période), la volatilité estimée va subitement accéder à un plateau (si «  $r_{t_2}$  » est anormal) ou marquer un creux (si «  $r_{t_1}$  » était anormal). Le graphique 3 permet d'observer ces phénomènes pour quelques marchés. Il va de soi

que cette méthode de calcul enlève un peu de sa crédibilité aux résultats trouvés. De plus, elle présente l'inconvénient majeur de ne s'intéresser qu'à la volatilité passée, qui n'est partiellement annonciatrice de la volatilité future, c'est-à-dire qui est véritablement pertinente pour l'investisseur.

Dans les pays émergents où la gestion du risque est primordiale, les modèles de type GARCH qui supposent que l'amplitude des chocs instantanés influence l'évolution future de la volatilité semblent plus appropriés [voir par exemple Bollersev 1986, Gouriéroux, 1992]. Le modèle retenu s'écrit :

$$\begin{cases} R_t = m + \varepsilon_t \\ V(\varepsilon_t/F_{t-1}) = \omega + \varepsilon_t^2 + \beta V(\varepsilon_{t-1}/F_{t-2}) \end{cases}$$

où  $R_t$  est la rentabilité hebdomadaire,  $m$  son espérance,  $\varepsilon_t$  sa composante aléatoire (« innovation ») et  $V(\varepsilon_t/F_{t-1})$  (notée plus bas  $\sigma_t^2$ ) la variance de celui-ci, conditionnelle à l'information  $F$  disponible à la date  $t-1$  (soit en fait les rentabilités observées jusqu'à cette date).

90

La deuxième équation est celle qui nous intéresse. Elle présente la volatilité en  $t$ , conditionnellement à l'information disponible à la date précédente, comme la somme d'une constante  $\omega$ , et d'une combinaison linéaire de l'innovation au temps  $t$  (coefficient  $\alpha$ ), et surtout de la volatilité passée (coefficient  $\beta$ ). Cette spécification adaptative rend plus probable les volatilités élevées suivant des volatilités élevées, et vice-versa, ce qui retranscrit bien l'alternance de périodes de fièvre et de périodes de calme que connaissent les marchés d'actions émergents. En même temps, on constate que, à long terme, la volatilité tend vers une valeur limite d'équilibre donnée par :  $\alpha / (1-\beta)$ .

Les résultats obtenus sur les marchés émergents sont généralement significatifs et satisfaisants. Comme pour la plupart des séries financières, le terme dominant est celui d'auto-régressivité. Le tableau suivant présente 3 exemples de résultats et les compare aux résultats obtenus pour le marché français (indice MSCI) sur la même période (89-93) :

Estimations d'un modèle GARCH sur les volatilités

Pays	Modèle
Chili	$\sigma_t^2 = 10^{-5} + 0,036\varepsilon_t^2 + 0,95\sigma_{t-1}^2$
Taiwan	$\sigma_t^2 = 1,710^{-4} + 0,2\varepsilon_t^2 + 0,76\sigma_{t-1}^2$
Grèce	$\sigma_t^2 = 1,810^{-4} + 0,116\varepsilon_t^2 + 0,82\sigma_{t-1}^2$
France	$\sigma_t^2 = 1,210^{-4} + 0,16\varepsilon_t^2 + 0,77\sigma_{t-1}^2$

Sur les 15 pays où le modèle a pu être estimé, son pouvoir prédictif s'est toujours révélé significativement supérieur à celui du modèle à volatilité constante (ou encore modèle homoscedastique, ou historique), à l'exception du Mexique et de la Corée. Les deux graphiques suivants (n° 4, n° 5) présentent les volatilités estimées par le modèle GARCH et par le modèle homoscedastique dans deux cas de figure caractéristiques.

La volatilité du marché d'actions de Taiwan semble mieux décrit par le modèle GARCH qui, à l'opposé du modèle homoscedastique à volatilité historique, évite l'apparition d'un plateau au milieu de la période, sans rapport avec les volatilités effectivement observées a posteriori, et une retombée beaucoup trop tardive. Dans le cas de la Corée, au contraire, la volatilité historique est à peu près constante sur l'ensemble de la période. Une spécification hétéroscedastique de type GARCH n'apporterait donc rien de nouveau.

### 1.2 Corrélations entre marchés

L'un des principaux attraits des marchés émergents, outre leurs performances, est leur caractère diversifiant. Comme ils sont faiblement corrélés avec les marchés développés, ils assurent, globalement, une excellente diversification d'un portefeuille d'actions internationales. Un autre attrait des marchés émergents en tant que classe d'actifs réside dans la faible corrélation entre les pays émergents eux-mêmes : la corrélation moyenne définie sur l'ensemble des couples de notre échantillon est en effet proche de zéro.

91

Corrélation moyenne de l'univers CCF S.A.M. <sup>4</sup> des marchés émergents			
Janvier 1992	Décembre 1992	Décembre 1993	Janvier 1994
0,090	0,086	0,066	0,069

Mais, alors que les marchés émergents font l'objet d'une attention croissante de la part des investisseurs internationaux, ne risque-t-on pas de voir progressivement disparaître ces décorrélations ?

<sup>4</sup> L'univers CCF SAM correspond à l'échantillon présenté en annexe auxquels ont été ajoutés Hong Kong et la Colombie.

L'observation de corrélations pays par pays ne permet pas de conclure à une hausse significative des corrélations sur la période récente. Des baisses ont même eu lieu entre marchés émergents, comme on peut le voir sur le graphique n° 6. En ce qui concerne la corrélation entre marchés émergents et marchés développés, par ailleurs, l'examen des données historiques (graphique n° 7) ne révèle aucune tendance significative, dans un sens ou dans un autre. Globalement, il semble que malgré l'attention accrue dont ils ont été l'objet ces dernières années, les marchés émergents ne soient pas encore totalement intégrés au marché financier mondial. Ainsi, la part des portefeuilles internationaux accordée aux marchés émergents n'est-elle pas en rapport avec leur capitalisation boursière dans le monde (les estimations sont respectivement de 2 % et 10 %).

De même que les volatilités, les corrélations peuvent être instables. Ceci pose un problème de nature similaire : il n'est clairement pas dans l'intérêt de l'investisseur d'anticiper son risque en fonction de corrélations historiques soumises à des fluctuations de court terme, non ou peu significatives au regard de son horizon d'investissement. Inversement, allonger les périodes d'estimation — de façon à gommer partiellement ces effets de court terme — risquerait de faire disparaître tout à fait des variations significatives des corrélations.

92

Dans le cas présent, une analyse fine révèle que l'instabilité des corrélations concerne surtout celles d'entre elles qui sont de faible amplitude (en valeur absolue). Comme on peut le constater sur les tableaux ci-dessous, les corrélations importantes (qui apparaissent en gras sur le tableau supérieur) ont faiblement varié sur les derniers mois de la période d'observation. Ces corrélations historiques sont définies sur les rendements hebdomadaires et sur les périodes glissantes de 3 ans tandis que leur stabilité est évalué par la variation absolue de ces corrélations sur les trois derniers mois. Ces résultats changent assez peu lorsque les corrélations sont définies sur des périodes plus courtes. Les estimations historiques de corrélations paraissent donc assez fiables pour celles d'entre elles qui sont significativement différentes à zéro.

Corrélation moyenne de l'univers CCF S.A.M. <sup>4</sup> des marchés émergents (en %)						
	Argentine	Mexique	Malaisie	Thaïlande	Grèce	Portugal
Argentine	100,00	17,89	-6,43	2,03	9,99	-2,31
Mexique		100,00	19,95	3,77	1,54	41,11
Malaisie			100,00	37,04	2,94	8,25
Thaïlande				100,00	5,95	11,35
Grèce					100,00	44,08
Portugal						100,00



Variation absolue des 12 dernières corrélations (Corrélations significativement différentes de 0, en %)						
	Argentine	Mexique	Malaisie	Thaïlande	Grèce	Portugal
Argentine		1,18				
Mexique			1,20			
Malaisie				1,65		
Thaïlande						3,48
Grèce						1,21
Portugal						

### 1.3 Un portefeuille de « risque minimal »

Les considérations précédentes sur le niveau et l'évolution des volatilités et des corrélations entre marchés émergents ont des applications pratiques immédiates. On peut ainsi se demander s'il ne serait pas possible de construire un portefeuille qui « ressemblerait » à l'un des indices couramment utilisés pour ces marchés (IFS, Baring, etc...), mais qui serait mieux diversifié et donc finalement moins risqué.

Un programme d'optimisation simple permet de calculer un tel portefeuille : investi à 100 % à tout moment, son risque (mesuré par sa volatilité) est minimisé sous la contrainte de ne pas être trop éloigné de l'indice retenu comme benchmark, — ici une tracking-error maximale de 5 % définie ex-ante par rapport à l'indice BARING EMI (Emerging Market Index).

Le graphique n° 8 montre, en comparaison avec l'indice BEMI, le rendement cumulé d'un tel portefeuille rebasé annuellement. Si la performance est, comme attendu, en moyenne égale à celle de BEMI, son risque, mesuré a posteriori, est significativement inférieur (la volatilité est réduite de 25 %). Cela montre bien que l'on peut tirer parti des structures de risque (volatilités, corrélations) observées dans le passé ou prédites à partir de modèles de type GARCH. La conséquence est importante pour la gestion de portefeuilles : avant même d'essayer de prévoir la rentabilité de ces différents marchés et d'en tirer parti dans l'allocation tactique, on voit qu'il est possible de construire des stratégies dynamiques qui surpassent (parce que moins risquées et à rentabilité équivalente) un investissement passif dans des indices globaux.

## II. Analyse et prévision des rentabilités sur les marchés émergents

Les rentabilités observées au cours de ces dernières années dans les marchés émergents qui figurent dans l'échantillon analysé dans cette étude sont en moyenne très élevées. Sans doute ne faut-il voir dans cette constatation que le reflet de leur plus grande volatilité par rapport aux marchés plus développés. Ce n'est évidemment qu'à la condition d'une plus grande rentabilité moyenne que ces marchés peuvent, malgré l'importance du risque, attirer des investisseurs étrangers. Cela étant, leurs performances, en monnaie locale comme en devises internationales, sont parfois spectaculaires. Au cours de ces cinq dernières années, des gains supérieurs à 50 % ont été fréquents... mais les chutes retentissantes n'ont pas été rares non plus !

	Performances annuelles en dollars de quelques marchés (en %)			
	Argentine	Corée	Turquie	MSCI World
1988	30,7	107	-63,7	21,2
1989	137,9	5,6	420,2	14,7
1990	-37,3	-25,7	-6,4	-18,7
1991	393,9	-15,9	-44,1	16
1992	-27,6	3,5	-54,8	-7,1
1993	67,3	20,6	213,7	20,4

94

Quels facteurs expliquent de telles performances, ou parfois contre-performances, et comment ces facteurs peuvent-ils être mis à contribution pour une gestion active d'un fonds d'investissement spécialisé sur les marchés émergents ? Telles sont les questions auxquelles nous tentons de répondre ici, en premier lieu dans la perspective des marchés nationaux, puis en abordant le problème du change, c'est-à-dire des divergences possibles entre performances en monnaie locale ou en devises internationales.

### II.1. L'actualisation des dividendes (DDM) comme cadre général de référence de l'évolution des marchés émergents.

L'horizon temporel retenu ici est le moyen-long terme et l'approche des marchés nationaux est essentiellement agrégée. C'est la prépondérance

du risque pays ainsi que les difficultés liés à la liquidité ou à l'absence d'information fiable qu'entraînerait nécessairement une stratégie de stock-picking à court terme qui ont dicté notre choix. Dans une telle perspective le modèle DDM (Dividend Discount Model ou modèle d'actualisation des dividendes) offre un cadre de référence simple et cohérent qui permet de rendre compte des principales forces agissant sur les marchés émergents [voir par exemple Sharpe, 1985].

Dans sa version première, le DDM donne pour la valeur boursière d'une firme V l'expression suivante :

$$(1) V = D/(i-g)$$

où D est le dividende, g le taux de croissance des dividendes, et i le taux d'intérêt sur cette période. De façon équivalente, on peut exprimer ce modèle en fonction du PER (price earnings ratio) :

$$(2) P/E = d/(i-g)$$

où d est le « taux de distribution » c'est-à-dire la part des dividendes dans le bénéfice total de l'entreprise, P le prix par action et E le bénéfice par action.

Ce modèle se généralise à un marché tout entier ou à un indice particulier. Il suffit de redéfinir le taux de croissance anticipé g comme la moyenne pondérée (par les capitalisations) des taux de croissance anticipée du bénéfice des entreprises figurant dans l'indice. Si cette estimation est effectuée en volume (h), plutôt qu'en valeur (g), il faut alors corriger le taux nominal d'intérêt i de l'inflation anticipée ( $\pi$ )<sup>5</sup>. En outre, il convient de corriger le taux d'intérêt par une prime de risque ( $\rho$ ) reflétant l'incertitude sur h ou d. Pour le marché ou l'indice retenu, le modèle DDM devient alors :

$$(3) P/E = d/(i + \rho - \pi - h)$$

où toutes les variables correspondent maintenant à l'agrégation des titres figurant dans l'indice national considéré. Sous forme, on constate que l'évolution globale du marché P, dépend de la croissance constatée de l'économie résumée dans la séquence des E, des taux d'intérêt nominaux observés au cours du temps, d'une prime de risque agrégée  $\rho$ , dont on peut imaginer qu'elle varie autour d'une valeur d'équilibre avec l'incertitude économique et financière sur le marché, des taux anticipés d'inflation  $\pi$ , et enfin des taux anticipés de croissance réelle de l'économie h.

<sup>5</sup> Il est à remarquer que g comme  $\pi$  ne coïncident pas nécessairement avec les valeurs macroéconomiques correspondantes. Ceci est dû au fait que les divers secteurs de l'économie peuvent avoir un poids très différent dans l'ensemble de l'économie (PIB) et dans l'indice retenu pour le marché financier.

Valider le modèle DDM revient à vérifier que, sur longue période, la relation suivante est approximativement vérifiée :

$$(4) P/E_t = d/(i + \rho^* - \pi_t^a - h^a) = P/E_t^*$$

où  $d$  et  $\rho^*$  sont des valeurs constantes d'équilibre et l'exposant  $a$  dénote la valeur anticipée au temps  $t$  de la variable correspondante.  $P/E_t^*$  apparaît donc comme le PER d'équilibre du marché au temps  $t$  compatible avec le taux d'intérêt observé et les anticipations entretenues à la même date quant à l'inflation et à la croissance future.

A court-terme, le PER réel peut évidemment diverger du PER théorique d'équilibre  $P/E^*$ . S'il est en-dessous, on dira que le marché est peu cher et l'on aura tendance à acheter, anticipant une remontée vers  $P/E^*$  dans le futur. Si au contraire  $P/E_t$  est significativement au-dessus de  $P/E_t^*$ , le marché sera jugé trop cher et conseil sera donné au gestionnaire de réduire son exposition.

Dans une perspective quantitative, nous nous intéressons à présent à l'estimation économétrique des relations précédentes sur les marchés émergents. Une relation significative de long terme du type DDM est-elle présente sur les marchés ? Quelles variables convient-il d'utiliser ? Les ordres de grandeur estimés pour l'élasticité du marché par rapport au taux d'intérêt ou au taux d'inflation sont-ils cohérents ? Telles sont les questions auxquelles nous tentons de répondre.

Quelques précisions doivent d'abord être apportées sur la forme des équations estimées dont le choix dépend étroitement des variables disponibles, et sur la méthodologie économétrique utilisée.

### *II.1.a Le problème des variables disponibles et les spécifications de base*

Estimer directement le modèle DDM présenté précédemment exigerait que les variables suivantes soient disponibles : PER, taux d'intérêt nominal  $i$ , anticipation de taux d'inflation  $\pi^a$ , et anticipation de taux de croissance réelle  $h^a$ .

Parmi ces variables, le taux d'intérêt soulève plusieurs difficultés. Dans certains pays de notre échantillon, il n'existe pas un marché liquide et transparent de la dette de l'Etat à diverses échéances. Par ailleurs, les séries disponibles de taux d'intérêt se réfèrent souvent à des marchés administrés fréquemment en situation de déséquilibre. On ne dispose donc pas toujours d'une variable qui reflète de façon satisfaisante le coût d'opportunité du financement des entreprises auquel correspond le taux  $i$  du modèle théorique. Pour certains pays dans lesquels le statut de la variable de taux d'intérêt était ambigu ou dont les résultats obtenus avec les variables disponibles apparaissaient peu satisfaisants, on a parfois utilisé une relation implicite d'arbitrage avec un marché étranger de capitaux

économiquement proche du pays considéré. On sait que, en présence d'une forte mobilité des capitaux, la relation suivante de « parité » se trouve approximativement vérifiée entre le taux national  $i$ , et le taux étranger  $I$  :

$$(5) I = i^* + e^a$$

où  $e^a$  est le taux de dévaluation anticipé de la monnaie nationale. On a parfois effectué cette substitution dans le modèle de la section précédente en essayant de choisir le taux d'intérêt étranger  $I^*$  le plus approprié : un taux américain pour le Chili, un taux allemand pour le Portugal, etc...

Une autre approximation consiste à considérer non pas le taux d'intérêt en vigueur sur les marchés étrangers mais les taux implicites de rentabilité sur les marchés d'action qui leur sont associés, ou sur des agrégats géographiques de tels marchés (MSCI World, Europe, etc...). Pour l'investisseur qui y a accès les rentabilités anticipés sur ces marchés, corrigés de la variation anticipée de change, jouent bien le rôle opposé des taux d'intérêt. Alternativement, on eut aussi considérer que dans des pays fortement exportateurs vers les économies développées, l'évolution des marchés financiers étrangers est un indicateur de l'évolution de la profitabilité des firmes exportatrices. Dans ce cas, les rentabilités étrangères correspondent à une approximation du paramètre  $h$  du modèle théorique, plutôt que de  $i$ .

Le taux de croissance  $h$  n'apparaît pas dans les estimations économétriques effectuées. La raison en est évidemment son inobservabilité. Appréhender convenablement cette variable demandait une étude macroéconomique poussée qui sortait de nos objectifs. Cela étant, la faible variabilité au cours du temps de ce taux de croissance anticipé par rapport à la variable dépendante du modèle rend cette décision acceptable du point de vue économétrique.

Le fait que l'on n'observe pas le taux potentiel de croissance  $h^a$ , et que le taux d'intérêt réel soit lui-même parfois entaché d'erreurs de mesures considérables empêchent l'utilisation directe du modèle DDM sous la forme (4). Ceci conduit à travailler avec une approximation de ce modèle dont les variables et les coefficients dissimulent les véritables valeurs des variables non observées. On a utilisé ici l'approximation semi-logarithmique suivante :

$$(6) \text{Log } P/E_t = \alpha + \beta \cdot I_t + \gamma^{\text{oa}} + \varepsilon_t$$

où  $\beta$  et  $\gamma$  s'interprètent directement comme les semi-élasticités de l'indice par rapport au taux d'intérêt et au taux d'inflation, et  $\varepsilon_t$  correspond en même temps à l'écart stochastique entre le (logarithme du) PER observé et celui du PER d'équilibre et aux imperfections de l'approximation. Si l'on suppose que ces dernières sont d'espérance nulle, alors le PER théorique correspond à cette estimation est simplement donné par :

$$(7) \text{Log } P/E_t^* = \alpha + \beta_i i_t + \gamma \pi_t^a$$

Cette formulation dissimule également la prime de risque à l'équilibre qui est implicitement dans la constante  $\alpha$ , mais éventuellement dans les coefficients  $\beta$  et  $\gamma$  si celle-ci dépend non linéairement du taux d'intérêt ou de l'inflation.

En théorie, selon le modèle de départ on devrait trouver que  $\gamma = -\beta$ . Mais ceci peut ne pas être vérifié si, par exemple, le taux d'inflation utilisé n'est pas correctement défini par rapport à la composition sectorielle de l'indice boursier, entraînant ainsi une erreur systématique, ou si le taux d'intérêt utilisé n'est pas celui qui serait cohérent avec le modèle original ou encore s'il est approximé par la relation de parité (5). De ce point de vue, la méthode d'estimation (7) est beaucoup moins exigeante qu'une méthode directe basée sur la spécification originale (4), et elle est compatible avec des erreurs de mesure plus ou moins systématiques sur les variables du modèle. La contrepartie est évidemment qu'elle ne permet pas d'identifier précisément les paramètres  $d$  et  $h^a$ . Du point de vue de la précision et de l'analyse du marché, l'identification de ces paramètres n'est cependant pas indispensable.

### II.1.b Méthode économétrique : Estimation d'une relation de long terme

98

A partir des travaux de D. Hendry d'une part et de R. Engle et C. Granger de l'autre, les développements récents de la théorie économétrique ont considérablement clarifié la façon d'identifier des relations de long terme entre variables lorsque celles-ci sont liées à court terme par un processus stochastique complexe. Il n'est pas question de résumer ici cette littérature bourgeonnante mais d'exposer brièvement le principe de la méthode [voir Engle et Granger, 1987, ou la récente synthèse de Pagan et Wickens, 1991].

On considère le cas, le plus courant en finance, où les variables entrant dans le modèle suivent des « marches aléatoires ». En d'autres termes, toute innovation dans ces variables est permanente, et la meilleure prédiction que l'on puisse faire de leur valeur demain est leur valeur d'aujourd'hui. Soit  $Y$  la variable dépendante et  $X$  l'ensemble des variables explicatives. Une relation linéaire de long terme entre ces variables doit avoir pour propriété d'être « stationnaire ». En d'autres termes, il doit exister une combinaison linéaire des variables  $Y$  et  $X$  dont l'espérance est nulle et dont la variance devient asymptotiquement constante avec le temps. Plus précisément, soit  $Y - X$ , cette combinaison linéaire, la relation de long terme entre  $Y$  et  $X$  est alors :

$$Y_t = X_t \beta$$

Si  $Y_t$  et  $X_t$  sont des marches aléatoires, cette relation de long-terme est définie par la condition que l'écart :

$$u_t = Y_t - X_t \beta$$

est tel que  $E(u_t) = \theta$  et  $\text{Lim } V(u_t) = \sigma$  (fini), quelle que soit la complexité à court-terme du processus stochastique  $u_t$ .

Un estimateur du vecteur de coefficients  $\beta$  de cette relation de long terme est justement celui qui résulte de la méthode des moindres carrés ordinaires. Il reste donc seulement à vérifier que les résidus prédits par cette méthode jouissent bien de la propriété de stationnarité précédente pour avoir identifié la relation recherchée. Si le test de stationnarité sur les résidus échoue, alors la relation obtenue par les moindres carrés est purement artificielle ; le plus souvent la raison en est qu'il manque une variable explicative importante de  $Y$ .

### *II.1.c Prise en compte de phénomènes de bulles spéculatives longues*

Parce que l'information  $y$  est plus imparfaite et circule moins facilement certains pensent que les marchés financiers émergents sont plus sujets à l'apparition de bulles spéculatives que leurs homologues dans les économies industrielles. Si c'est le cas, il est souhaitable de corriger l'évolution constatée des marchés de ces phénomènes afin de mieux mettre en évidence le rôle des fondamentaux.

L'économie des bulles spéculatives rationnelles est encore peu développée et fait appel à des techniques sophistiquées qui s'accordaient mal à la nature exploratoire de cet article [voir Artus et Kaabi, 1992, ou l'article fondateur de Froot et Obstfeld, 1991]. On s'est contenté d'ajouter dans certains cas au modèle fondamental de type (9) une fonction temporelle exogène du type suivant :

$$B_t = \exp (a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot t^2)$$

avec les coefficients  $a_1$  et  $a_2$  respectivement positif et négatif. Cette fonction en forme de cloche décrit de façon très approximative la hausse accélérée d'un marché où apparaît une bulle spéculaire, puis la chute des cours après l'éclatement de la bulle. La régularité et la symétrie de cette spécification ne sont cependant pas toujours adaptées à la représentation de tous les types de phénomènes spéculatifs. Avec des données mensuelles, il est évident en particulier que la formulation précédente ne permet de prendre en compte que des bulles spéculatives relativement longues. L'estimation du modèle (8) en présence d'une bulle de type  $B_t$  s'effectue par moindres carrés non-linéaires. Si besoin est, on peut éventuellement estimer un modèle à plusieurs bulles.

### II.2.d Quelques résultats

Des modèles du type précédent ont été estimés pour chacun des marchés émergents de notre échantillon pour la période 1988-1993. L'estimation est de qualité inégale selon les pays et les sous-périodes considérées. En particulier, les périodes d'hyper-inflation dans les pays latino-américains posent de gros problèmes, principalement parce qu'il est délicat d'y modéliser les anticipations d'inflation et de dévaluation de façon satisfaisante. En dehors de ces cas-là (soit l'Argentine avant 1990, le Mexique avant 1989, et le Brésil sur l'ensemble de la période), les résultats sont généralement satisfaisants. La variance expliquée du PER sur la longue période est relativement élevée (environ 40 % en moyenne) et l'ordre de grandeur ou la précision des coefficients obtenus sont raisonnables.

Nous donnons ici à titre d'exemple les estimations que nous jugeons les meilleures sur la période 1988-1993 pour trois pays de notre échantillon assez différents les uns des autres : la Corée, le Portugal et la Thaïlande.<sup>6</sup>

Comme on l'a expliqué précédemment, le coût d'opportunité d'un investissement est approximé par des combinaisons linéaires de taux d'intérêt nationaux, de taux étrangers et de taux de rentabilités des marchés étrangers. Pour la Corée, la combinaison qui explique le mieux le comportement du marché sur la période 1988-1993 comprend un taux national et la rentabilité des marchés mondiaux telle que mesurée par l'indice MSCI World. Par contre, ce sont les variations du taux d'intérêt allemand qui explique au mieux l'évolution sur la longue période du marché portugais. Dans les deux cas, la référence à un marché étranger exige de prendre en compte l'évolution du taux de change et l'on constate que celle-ci est significative. Comme le prédit la théorie, la dévaluation de la monnaie nationale (par rapport au dollar dans le cas de la Corée et au mark allemand pour le Portugal) a un effet négatif sur le marché financier. Cet effet est assez important.<sup>7</sup>

Couplées à l'inflation, qui à taux nominaux d'intérêt et de dévaluation donnés a bien un effet positif sur le marché, ces variables permettent d'expliquer 66 % de la variance du PER national dans le cas de la Corée et 88 % dans le cas du Portugal. De tels chiffres reflètent évidemment le fait que l'on s'intéresse au niveau du PER ou, à bénéfices donnés, de l'indice du marché. Ils seraient moins élevés si l'on s'intéressait aux variations mensuelles de cette variable, c'est-à-dire aux rentabilités. Même ainsi, cependant le pouvoir explicatif du modèle reste assez élevé. Il existe donc bien une certaine prévisibilité de ces marchés. Cela apparaît clairement sur

<sup>6</sup> Voir annexe 2.

<sup>7</sup> Tous ces résultats sont présentés de façon plus détaillée dans Bourguignon, Conxicoeur et Séquier. 1994.



le graphique n° 9 où l'on a représenté l'évolution des résidus (nommés) du modèle de longue période pour les deux pays. La stationnarité de cette série (ou de la relation estimée de longue période), et donc le phénomène de « retour à la moyenne » et de prévisibilité qui correspond à cette propriété, apparaissent très nettement.

La Thaïlande offre l'exemple d'un marché où notre procédure d'estimation a décelé un phénomène de bulle spéculative. Cette bulle qui semble avoir culminé à l'automne 90 aurait duré environ un an et aurait produit à son maximum une hausse d'environ 50 % du marché. Le graphique n° 10 montre l'importance de ce phénomène en isolant la bulle spéculative de l'évolution des déterminants fondamentaux du marché, tels qu'ils apparaissent dans le tableau précédent. En comparant à l'évolution réelle du marché, on constate par ailleurs que la spécification plutôt symétrique retenue pour les bulles spéculatives a tendance à décaler légèrement le phénomène. Leur éclatement brutal rend en effet le cycle dû à des bulles spéculatives asymétrique. On observe aussi que, à l'opposé de ce qui a été observé au Portugal et en Corée, les « fondamentaux » se révèlent faiblement significatifs pour la Thaïlande. Le modèle estimé et la correction de la bulle suggèrent donc un PER d'équilibre assez rigide. On vérifie par ailleurs que l'écart à ce PER est stationnaire.

En conclusion, une certaine prévisibilité de l'évolution à moyen terme des marchés émergents semble donc exister. Elle peut reposer sur des modèles relativement robustes et solidement fondés du point de vue de la théorie (le Portugal ou la Corée dans les exemples ci-dessus), ou sur des relations beaucoup plus lâches (Thaïlande). La modélisation économétrique permet cependant dans la plupart des cas d'identifier une certaine stationnarité de l'évolution à moyen terme des marchés autour d'un PER d'équilibre. Ces propriétés peuvent être mises à profil dans le cadre d'une gestion quantitative et active d'un portefeuille de marchés émergents.

101

## *II.2 Modélisation des fluctuations des devises*

Les évolutions erratiques des devises des pays émergents en font une composante importante de la rentabilité d'un portefeuille investi en actions de ces marchés. Bien que l'analyse de risque montre que l'impact des variations de change est plus faible qu'on pouvait le supposer, les décrochages brutaux de certaines de ces devises par rapport au dollar ou aux autres devises fortes ne sont pas à exclure dans l'avenir. Ces dévaluations sont généralement suffisamment amples pour réduire considérablement la performance comptabilisée en dollars des marchés d'actions lorsqu'elles se produisent.

L'approche adoptée ici est analogue à celle suivie pour les marchés. Le

modèle en niveau estimé est inspiré d'un simple modèle de parité de pouvoir d'achat. Cependant, il est inutile d'identifier une tendance de long terme économétriquement lorsqu'une représentation graphique montre un change nominal fixe sur toute la période ou sur une grande partie de celle-ci. Cet examen simple nous a fait écarter le bolivar vénézuélien, la devise argentine et le dollar Hong Kong.

La disponibilité des données comme les modifications de régimes de changes intervenues sur longues périodes nous ont conduit à déterminer une tendance quinquennale plutôt qu'une véritable tendance de long terme. Dans un premier temps, nous avons identifié une telle tendance pour chaque devise, puis nous avons construit un modèle général d'ajustement à ces tendances sur 5 ans. Les tendances quinquennales peuvent être assez différentes de modèles de long terme même si leurs estimations sont conduites avec les méthodes économétriques habituelles. Elles traduisent notamment la politique monétaire suivie sur cette période par les autorités des différents pays. En conséquence leur cohérence avec des équilibres économiques fondamentaux n'est pas imposée dans nos modèles.

### II.2.a — Le modèle général

102

Le modèle général que nous avons estimé sur chaque devise en est un modèle de parité de pouvoir d'achat sans aucune contrainte, sous l'hypothèse que le change effectif d'un pays est un panier de dollars, de yens et de marks allemands. Un tel modèle conduit à la spécification logarithmique suivante :

$$\text{Ln}C_i = \zeta_0 \text{Ln}P_i - \alpha \text{in}P_s + \beta \text{in}(C_{\text{DEM}}/P_{\text{DEM}}) + \gamma \text{in}(C_{\text{JPY}}/P_{\text{JPY}}) + u_i$$

où  $u_i$  est un terme d'erreur.

On notera par la suite :

$$\begin{aligned} c_i &= \text{Ln}C_i \\ \rho_i &= \text{Ln}P_i \end{aligned}$$

Nous avons préféré ne pas contraindre la régression (en imposant par exemple  $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ), car les conditions de compétitivité tout comme le poids des échanges avec les différentes zones ont sans aucun doute évolué au cours de la période d'estimation. En outre, les choix de politique monétaire sur 5 ans peuvent diverger de modèles de parité constante.

### II.2.b — Les données

Le modèle ci-dessus a été testé pour treize devises dans sa forme générale, puis affiné en tenant compte des résultats des premiers tests. Les

tests ont été effectués sur la période allant de 1988 à 1992. Le Brésil n'a pas été étudié. L'instabilité de sa devise sur la période d'étude aurait en effet nécessité un traitement spécifique.<sup>8</sup>

### II.2.c — Les résultats

En réalité, le modèle général n'est satisfaisant qu'exceptionnellement. En effet, la relation obtenue est le plus souvent plus simple que la relation complète. Une distinction naturelle consiste à séparer les différentes devises en groupes géographiques. Bien que cette répartition ne corresponde qu'imparfaitement à une réalité économique, elle permet une présentation claire des résultats et facilite l'interprétation de certains d'entre eux. Ces groupes sont d'homogénéité variable. Les devises d'Europe du sud et d'Amérique latine présentent une certaine unité dans leur comportement, tout au moins en ce qui concerne les variables importantes alors que les devises asiatiques ont beaucoup moins de caractéristiques communes. L'effectif plus important de ce dernier groupe, ainsi que des politiques monétaires très diverses expliquent des différences. En outre, le développement économique de « ville-Etat » comme Singapour est difficilement comparable à celui de pays comme l'Inde, le Pakistan ou les Philippines.<sup>9</sup>

En Amérique latine, les tendances quinquennales que l'on identifie après plusieurs essais sont réduites à leur plus simple expression :

$$c_i = K + \alpha p_i$$

Les variances expliquées sont importantes comme c'est souvent le cas pour des régressions en niveau. La valeur des coefficients est intéressante également. Le coefficient du prix, se situe dans les 2 cas aux environs de 0,6 il montre que l'inflation n'est que partiellement retransmise dans le cours de change, ce qui traduit une réévaluation en terme réel. Les devises d'Europe du sud présentent aussi une certaine homogénéité. Les modèles turcs et grecs sont similaires aux précédents mais libellés en marks.

Par contre, l'escudo portugais se distingue de la livre turque et de la drachme. Le modèle obtenu semble indiquer une sous réaction à l'inflation locale et une sur réaction à l'inflation européenne symbolisée par l'indice des prix allemands. En réalité, ce modèle est fortement perturbé par la « quasi » appartenance à l'époque de l'escudo au SME. Ces phénomènes de sur réaction ou sous réaction apparaissent aussi en Asie du sud-est pour les devises accrochées à des paniers.

<sup>8</sup> Voir annexe 3.

<sup>9</sup> Voir annexe 3.

Les monnaies du sud-est asiatique que nous avons étudiées forment un groupe plus disparate que les deux précédents : certaines devises ne rentrent pas dans le cadre défini par le modèle. Le modèle sur le won coréen en particulier présente des coefficients absurdes. La spécification est clairement inadéquate, les contrôles de change des autorités l'expliquant peut-être en partie. Dans les autres cas et à des degrés divers, les modèles sont acceptables même si les taux de variance expliquée pour cette région sont inférieurs à ceux obtenus en Amérique latine et en Europe.

Les résultats obtenus sur 5 ans sont de manière générale satisfaisants en terme de variance expliquée. Quelques remarques s'imposent sur la valeur des coefficients. En effet, la viabilité à long terme des relations exhibées sur 5 ans est dans bien des cas discutables. La revalorisation implicite de la parité réelle que l'on remarque dans les pays sud américains ou européens est à cet égard troublante. Sur le plan pratique, le choix de l'investisseur va consister à trouver un compromis entre le prolongement d'une politique monétaire constatée sur 5 ans et la compensation immédiate des déséquilibres qu'a entraînés cette orientation. Dans la suite les modèles dont les coefficients allaient à l'encontre de toute intuition économique (Corée, Inde, Portugal) ont été supprimés.

104

#### *II.2.d Les ajustements à la tendance quinquennale*

Le modèle mis en place est d'autant plus utile que l'on sait modéliser l'évolution des écarts entre cours de change constatée et cours de change théoriques donnés par la tendance. Cette seconde partie est donc essentielle en terme de gestion ; c'est une bonne modélisation des « retours à l'équilibre » qui déterminera la stratégie de l'investisseur sur la couverture ou non de la partie devise de son investissement.

Le premier point cependant consiste à vérifier que le premier modèle remplit bien ses objectifs et notamment que les écarts à cette tendance sont eux-mêmes stationnaires. La moitié des résultats obtenus permettent de conclure sans ambiguïté. Parmi les pays restants, deux seulement sont significativement mauvais. Il s'agit du peso philippin et du ringit malais pour lesquels on ne peut pas rejeter l'hypothèse de marche aléatoire sur les écarts à la tendance quinquennale. Ces deux cas, et éventuellement ceux du groupe intermédiaire, mériteraient un traitement plus fin.

Ces précisions apportées, nous avons poursuivi notre étude en modélisant la dynamique des écarts à la relation quinquennale. Nous avons ici opté pour un modèle général de retour à l'équilibre, c'est-à-dire que toutes les devises suivent le même modèle de convergence vers leur tendance propre. L'estimation de ce modèle a donc été conduite après avoir regroupé les données de tous les pays.

Le modèle que nous avons testé ne pouvait alors dépendre que des changes individuels, des prix locaux et de l'écart constaté le mois précédent entre le change « théorique » et le change réel. La spécification usuelle que nous avons utilisée s'exprime précisément comme suit :

$$\Delta c_t = k + \alpha \Delta p_t + \beta u_{t-1} + \varepsilon_t$$

On attend d'un tel modèle une constante proche de zéro, un coefficient  $\alpha$  des variations de prix local proche de 1 et un coefficient  $\beta$  négatif. C'est ce dernier chiffre qui donne la « vitesse de convergence » du change constaté vers sa tendance de long terme. En effet, indépendamment des effets de l'inflation on voit que les écarts suivent une tendance du type  $u_t = (1 - \beta)u_0$  d'où l'on déduit la demie vie de l'écart c'est-à-dire la durée nécessaire à la résorption de la moitié de cet écart.

$$T_{1/2} = \frac{\ln(1/2)}{\ln(1 - \beta)}$$

Cette notion est essentielle pour la gestion puisqu'elle permet de transformer un déséquilibre en une rentabilité. En effet, tant que l'écart à la tendance de long terme n'est pas accompagné d'un indicateur temporel de « retour à la moyenne », son utilité pour le gérant de portefeuille est somme toute limitée.

105

Le modèle en lui-même présente des coefficients tout à fait satisfaisants. L'équation obtenue s'écrit :

$$\Delta c = -1,110^3 + 0,69\Delta p - 0,1430_{t-1} ; R^2 \text{ ajusté} = 36,62 \%$$

La valeur du  $R^2$  est relativement élevée pour une régression qui cette fois-ci a été effectuée en variations. On en déduit que le phénomène d'ajustement des écarts est réel.

Comme on s'y attend, la constante n'est pas significative, en outre la valeur obtenue est très faible.

Le coefficient du prix local est conforme à ce que l'on pouvait espérer. Il indique que chaque mouvement du prix local est partiellement intégré dans le cours de change. La valeur inférieure à 1 traduit le même phénomène évoqué dans la partie consacrée aux tendances quinquennales.

Enfin, la contribution de l'écart retardé est très intéressante. Elle prouve que le change constaté tend effectivement à retourner vers la tendance. La demie vie se calcule facilement :

$$T_{1/2} = \frac{\ln(1/2)}{\ln(0.857)} = 4,5$$

L'écart à la tendance quinquennale se résorbe donc à moitié en un trimestre et demi. Le rapport entre l'écart et cette demie vie permet bien de calculer une rentabilité du change. Si le coefficient du  $\Delta p$  était proche de 1 il s'agirait d'une rentabilité attendue sur le change réel.

### CONCLUSION

La tentation est grande de voir les marchés émergents comme des investissements à rendement potentiellement élevés mais très risqué par rapport aux marchés développés. Les travaux résumés dans cet article montrent que ce n'est pas nécessairement le cas. En premier lieu, une gestion rationnelle du risque sur les marchés émergents permet d'utiliser la décorrélation naturelle de ces marchés, et par le jeu de la diversification, d'aboutir à des portefeuilles dont la volatilité est comparable à celle des pays développés et qui suivent de façon satisfaisante les performances des divers indices agrégés disponibles. L'exemple donné plus haut aboutissait ainsi à un portefeuille dont la volatilité était de 12 %, et la tracking error par rapport à l'indice BEMI de Baring était de 5 %. Etant donné la faiblesse du risque de change par rapport à celui que l'on observe entre grandes zones de pays développés, le risque total d'un tel investissement n'est certainement pas hors de proportion avec le niveau de risque constaté sur les marchés développés.

La deuxième partie de cet article a cependant montré que l'on pouvait dépasser la simple gestion passive des risques en utilisant certains facteurs de prévisibilité des marchés émergents. Des modèles économétriques relativement simples permettent ainsi de juger si un marché est cher ou bon marché, ou s'il existe un risque de dévaluation brutale de la devise dans les prochains mois. Dans tous les cas, les phénomènes mis en évidence ont les propriétés de stationnarité et de retour à la moyenne qui en font des outils privilégiés de gestion active. Il n'y a là rien de très surprenant dans la mesure où la plupart des marchés émergents n'ont pas encore atteint la liquidité internationale leur assurant une pleine efficacité, et diminuant donc leur degré de prévisibilité.

Dans une large mesure, les études et résultats repris dans cet article sont de nature exploratoire. Un approfondissement est nécessaire dans la connaissance des mécanismes financiers non seulement des pays considérés ici, mais également des pays qui sont sur le point de rejoindre le groupe « émergent ». En effet, ce n'est pas l'un des moindres intérêts du concept de marché émergent que de correspondre à une réalité de géographie et économique appelée à se renouveler de façon permanente dans les années à venir.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- C.H. Harvey, 1993, Predictable risk and returns in emerging markets Working paper, Duke University.
- T. Bollerslev, 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity *Journal of Econometrics*, 34.
- C. Gouriéroux, 1992, Modèles ARCH et applications financières. Economica.
- W. Sharpe, 1985, Investments Prentice Hall inc.
- A. Pagan et M. Wickens, 1991, A Survey of some recent econometric methods ; A. Oswald (Editor), Surveys of Economics n° 2, Basil Blackwell, London.
- R. Engle et C. Granger, 1987, Cointegration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica* 55.
- P. Artus, M. Kaabi, Bulles intrinsèques, bulles d'Etat : théorie et résultats empiriques dans le cas du marché boursier français, Document de travail, Caisse des Dépôts, Avril 1993.
- K.A. Froot et M. Obstfeld, Intrinsic bubbles : The case of stock prices. *The American Economic review*, december 91.
- L. Bellity, P. Séquier, Risque de change dans le SME : repères après la crise. *Quants* n° 8.
- H. Sueur et A. Walter, Mesure et attribution de performance : analyse des SICAV Actions. *Quants* n° 10.
- F. Bourguignon, P. Conxicoeur et P. Séquier, Marchés d'actions émergents : prévisibilités et incertitudes. *Quants* n° 13.

### ANNEXE 1

L'échantillon des pays étudiés est le suivant :

Amérique latine	Asie	Europe
Argentine	Corée	Grèce
Brésil	Inde	Portugal
Chili	Indonésie	Turquie
Mexique	Malaisie	
Vénézuela	Pakistan	
	Philippines	
	Taiwan *	
	Thaïlande	

ANNEXE 2  
ESTIMATION DE QUELQUES ÉQUATIONS DE MARCHÉ

Variation explicative	Corée	Portugal	Thaïlande
Taux d'intérêt national	-2,81 (3,12)		-2,4 (3,21)
Taux d'intérêt étranger <sup>b</sup>		-12,1 (8,77)	
Rentabilité marché étranger <sup>c</sup>	0,44 (2,70)		
Taux anticipé d'inflation <sup>d</sup>	8,26 (1,83)	9,71 (3,23)	4,09 (2,59)
Taux anticipé de dévaluation	-8,26	-13,6 (2,37)	-13,9 (4,39)
R <sup>2</sup>	0,66	0,88	0,54
Stationnarité des résidus (ADF) <sup>f</sup>	-6,65	-7,02	-3,05

108

(a) La variable expliquée est le logarithme du PER (après correction d'une bulle pour la Thaïlande). Les variables dépendantes sont exprimées en pourcentages. Les coefficients ont été multipliés par 100 pour faciliter leur interprétation comme quasi-élasticités. Ainsi, le coefficient du taux national d'intérêt signifie qu'une variation de 1 point du taux d'intérêt national entraîne une baisse de 2,8 % de l'indice du marché financier pour la Corée. (Statistiques de Student entre parenthèses).

(b) Taux allemand à 3 mois pour le Portugal.

(c) Taux de rentabilité de l'indice MSCI « world ».

(d) Taux constatés en glissement sur les 12 derniers mois.

(f) Statistique « Augmented Dickey-Fuller » soit la statistique T du coefficient de régression de la variation des résidus sur leur valeur retardée. Le seuil maximal varie de -3 à -5 selon le nombre de variables explicatives. Le test est satisfait au niveau de probabilité 5 % pour la Corée et le Portugal et 10 % pour la Thaïlande.



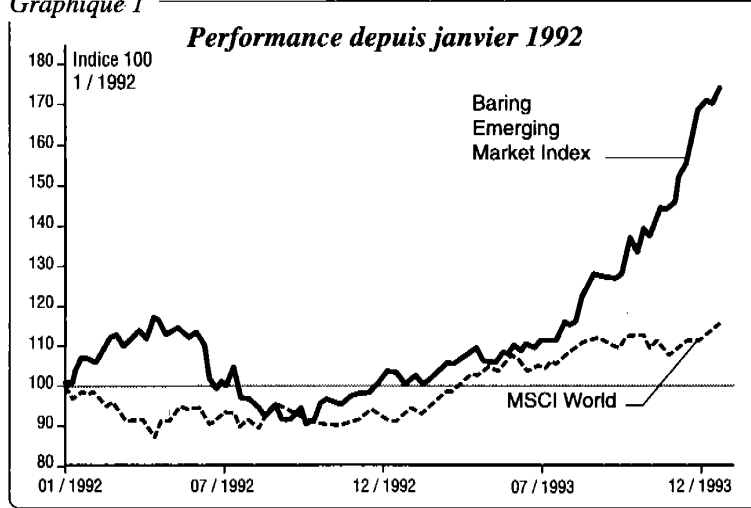
ANNEXE 3  
LES MODÈLES DE DEVISES

Echantillon des devises retenues

Amérique Latine	Europe du Sud	Asie du Sud-Est
peso chilien peso mexicain	drachme grecque escudo portugais livre turque	won coréen roupie indonésienne rouple indienne ringit malais peso philippin roupie pakistanaise dollar singapour bath thaïlandais

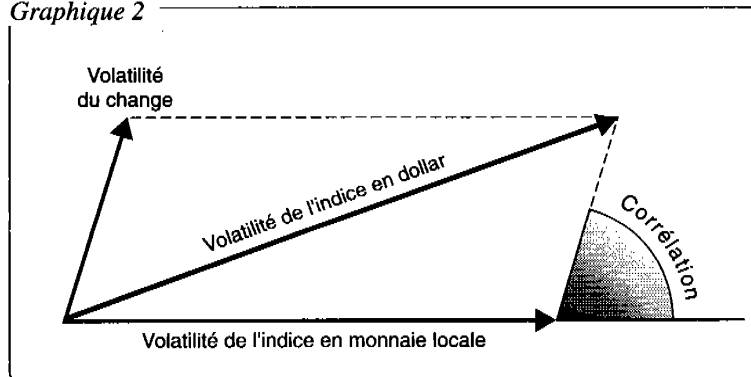
Devise	Modèle quinquennal	R <sup>2</sup> ajusté (en %)
peso chilien	$c = 0,014 + 0,63p$	98,45
peso mexicain	$c = 0,14 + 0,57p$	97,53
livre turque	$c = 0,094 + 0,8p$	99,36
drachme	$c = 0,007 + 0,61p$	98,96
escudo	$c = 0,44 + 0,67p - 1,9p_{DEM} + 0,09\sigma_{JPY}$	90,87
won coréen	$c = -0,038 + 2,83p - 5,44p_{PLUS} - 0,83\sigma_{DEM} + 0,41_{JPY}$	73,45
roupie indienne	$c = -0,05 + 1,79p - 0,33p_{DEM} + 0,25\sigma_{JPY}$	94,33
dollar singapour	$c = -0,024 - 0,81p_{PLUS} + 1,9\sigma_{DEM} + 0,12\sigma_{JPY}$	98,37
bath thaïlandais	$c = -0,005 + 0,33p - 0,24p_{LS} - 0,07\sigma_{DEM} + 0,12c_{JPY}$	93,86
roupie pakistanaise	$c = 0,03 + 1,05p + 0,1\sigma_{DEM} + 0,28\sigma_{JPY}$	95,80
ringit malais	$c = 0,93p + 0,14\sigma_{AEM}$ 80,07	
peso philippin	$c = -0,04 + 0,59p$	
roupie indonésienne	$c = -0,029 + 0,58p$	
Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5 %.		

Graphique 1

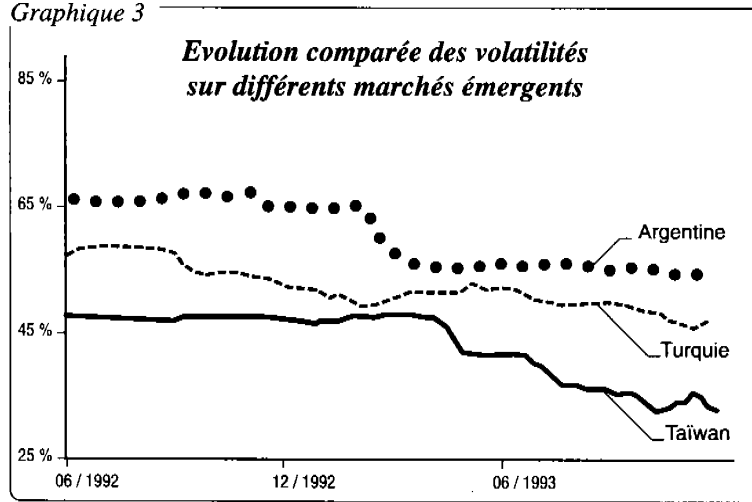


110

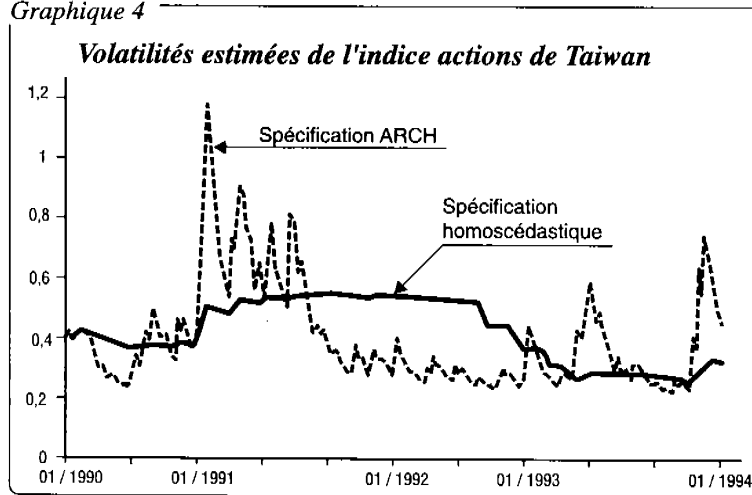
Graphique 2



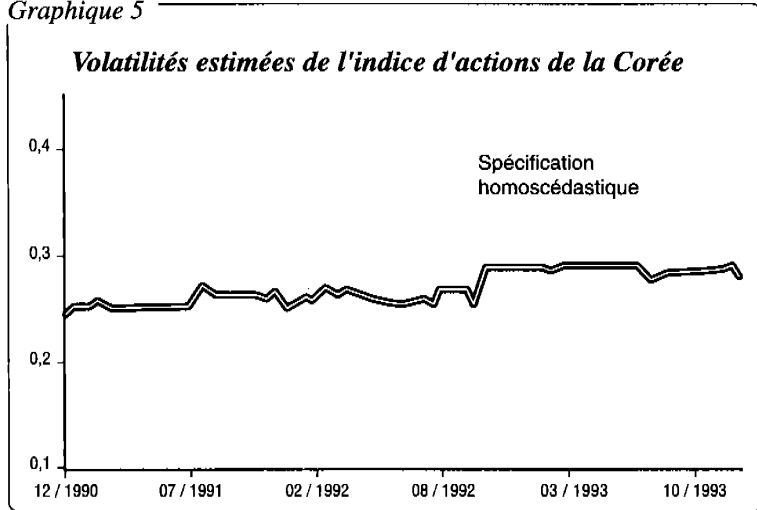
Graphique 3



Graphique 4

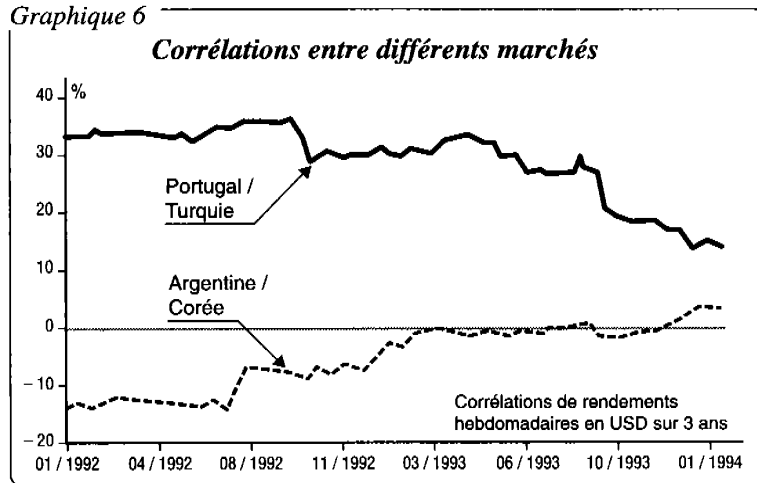


Graphique 5

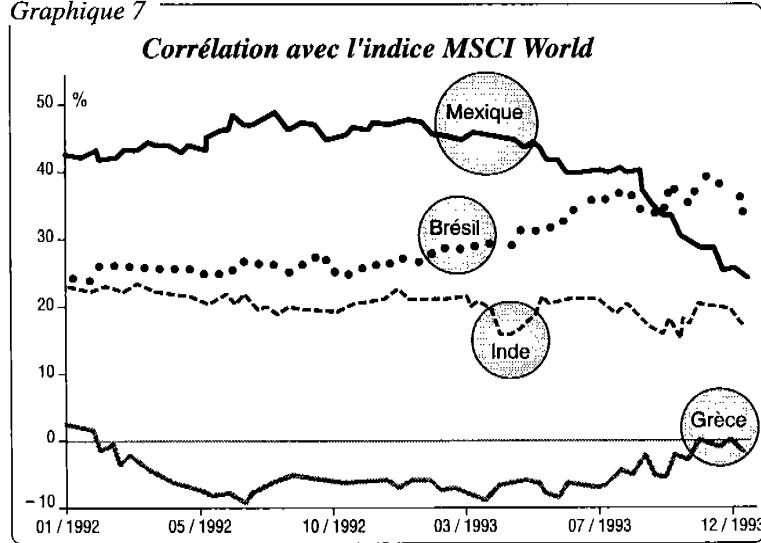


112

Graphique 6

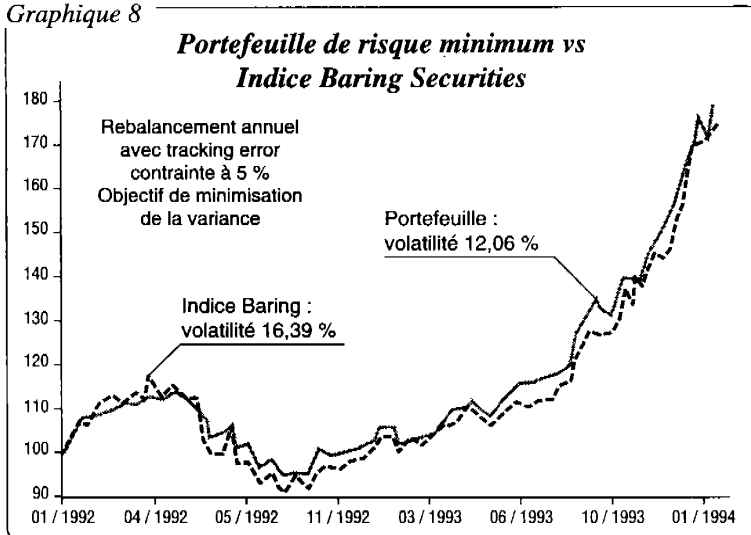


Graphique 7

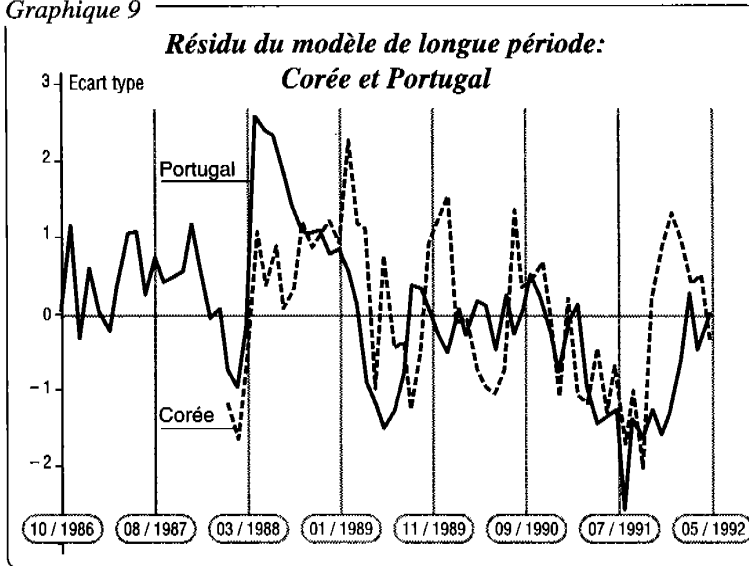


113

Graphique 8

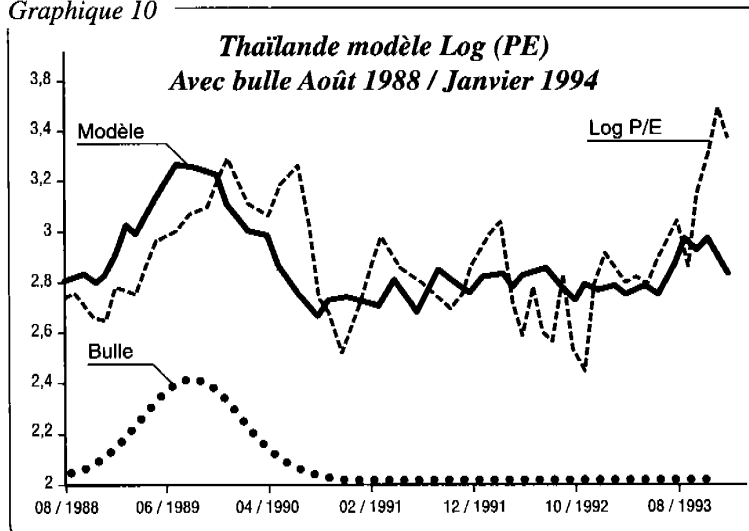


Graphique 9

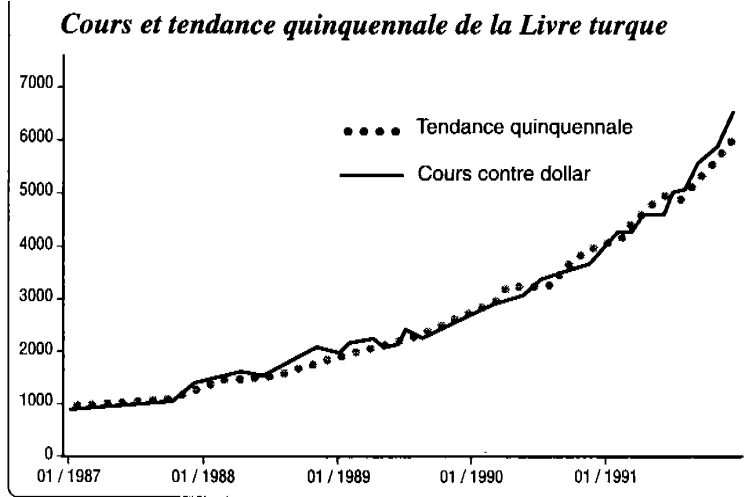


114

Graphique 10



Graphique 11



115

Graphique 12

