Primes des économies émergentes : facteurs communs¹

Les obligations des économies émergentes, catégorie d'actifs de plus en plus importante pour les gestionnaires de portefeuilles, sont devenues ces dix dernières années une source de financement essentielle pour les États concernés. Sur la durée, les primes afférentes à ces obligations suivent généralement une évolution parallèle, ce qui indiquerait l'existence d'un ou plusieurs facteurs communs. Pourtant, malgré leur utilité pour la gestion de portefeuille, le degré de covariation des primes et le nombre de facteurs communs sous-jacents ont peu fait l'objet d'une analyse.

La présente étude examine dans quelle mesure les primes sur obligations souveraines des économies émergentes réagissent à des éléments communs aux différents marchés. En s'inspirant de l'article de Litterman et Scheinkman (1991) sur la courbe des rendements des titres du Trésor EU et des multiples travaux sur les prix des actifs traitant des facteurs sous-tendant le rendement des actions, elle effectue une analyse en composantes principales (ACP) pour déterminer le nombre de ces facteurs communs.

L'étude dégage trois grandes conclusions. Premièrement, les facteurs communs sont responsables, en moyenne, d'un tiers de la variation journalière totale de chaque prime, pour un échantillon de base de quinze émetteurs émergents. Le constat reste valable indépendamment des différences de notation et de taille de l'échantillon. Deuxièmement, un facteur explique à lui seul approximativement 80 % de la covariation, mais certains éléments tendent à montrer l'apparition d'un second déterminant ces dernières années. Troisièmement, ce facteur principal semble traduire les changements d'attitude des investisseurs face au risque, comme en témoigne sa forte corrélation avec les variables économiques réputées refléter l'évolution des primes de risque.

Détermination du prix des actifs et gestion de portefeuille

Les primes sur obligations d'État des économies émergentes tendent à être fortement corrélées, ce qui n'est pas sans conséquences pour les

_

Martijn Schrijvers était détaché à la BRI par la Nederlandsche Bank au moment où ce projet de recherche a été réalisé. Les points de vue exprimés sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement ceux de la BRI ou de la Nederlandsche Bank.

gestionnaires de portefeuilles. Ainsi, dans l'échantillon de quinze emprunteurs décrit ci-dessous, la corrélation moyenne entre les *variations* journalières de chaque série de primes et celles de l'indice mondial des obligations d'économies émergentes (EMBI Global de JPMorgan) entre janvier 1998 et juin 2003 était de 0,53². Si, dans certains cas (Turquie, Afrique du Sud et Chine), la corrélation était faible, dans d'autres (Brésil, Mexique et Corée, par exemple) elle dépassait nettement 0,6.

Pour les gestionnaires de portefeuilles, il importe de connaître les mécanismes influençant les primes et le degré d'hétérogénéité des variations de ces primes, afin de diversifier correctement leurs actifs, ce qui suppose de déterminer le nombre et la nature des sources communes de variation pour chaque catégorie d'actifs. Par exemple, une modification du climat de confiance des investisseurs peut jouer sur leur appétit pour le risque et se traduire par des variations uniformes des primes. Avec l'intégration croissante des économies émergentes dans l'économie mondiale et le poids grandissant des « investisseurs mixtes », les facteurs universels, ou communs, peuvent gagner en importance par rapport aux facteurs idiosyncrasiques³.

Les études sur la détermination des prix des actifs portent depuis longtemps sur les sources communes de variation. Les premiers travaux de ce type procédaient par analyse de la matrice de covariance (Feeney et Hester (1967), Farrell (1974), Arnott (1980)). Plus récemment, la méthodologie fait régulièrement appel à divers modèles d'analyse de facteurs reposant sur l'hypothèse que les rendements de différents titres sont corrélés uniquement par réaction à un ou plusieurs facteurs spécifiés. Pour les actions, par exemple, l'écart de rendement par rapport au taux sans risque est l'unique facteur retenu par le classique modèle d'équilibre des actifs financiers (MEDAF), même si beaucoup d'économistes considèrent qu'il convient d'intégrer plusieurs facteurs⁴. En outre, le modèle d'évaluation par arbitrage (MEA) de Ross (1976), fondé sur le principe de l'absence d'arbitrage, montre que la variation commune des rendements des actions peut s'exprimer sous

La composition des portefeuilles dépend de la covariation des prix des actifs...

...qui peut être attribuée à divers facteurs

forme de fonction linéaire d'un ensemble de « facteurs » ; toutefois, le MEA n'en spécifie ni le nombre ni la nature ; une multitude de publications se sont appliquées à combler ce manque, sans y parvenir totalement⁵. Pour les valeurs

Ce chiffre est à interpréter avec prudence, en raison de différences de pondération des pays dans l'indice EMBI Global. Une autre solution, consistant à calculer la moyenne simple de toutes les corrélations par paire entre les séries elles-mêmes, donne un résultat moyen de 0,29.

Les investisseurs mixtes ont un mandat relativement étendu leur permettant de sélectionner des titres émis par des pays développés et par des pays en développement. Ils mettent ainsi directement en concurrence les actifs d'économies émergentes avec les autres actifs. Souvent tenus de préférer les meilleures signatures, ils détiennent néanmoins de plus en plus d'instruments émis par les économies émergentes, dont certaines, parmi les gros émetteurs, ont amélioré la qualité de leur crédit.

Fama et French (1992, 1993, 1996) ont testé le MEDAF; ils montrent, par exemple (1996), qu'un modèle trifactoriel rend compte de manière satisfaisante de la variation des rendements excédentaires des portefeuilles d'actions américaines pondérés par la valeur boursière.

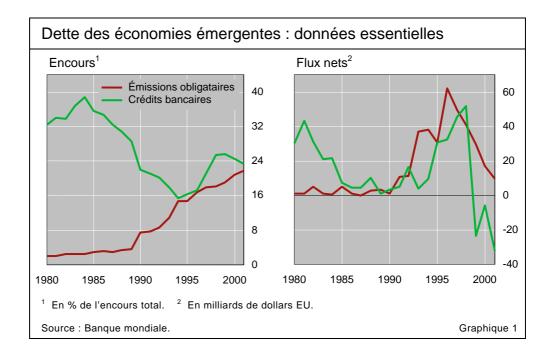
Trzcinka (1986), Brown (1989), Connor et Korajczyk (1993), Mei (1993a,b) et Harvey (1995), parmi de nombreux autres.

à revenu fixe, Litterman et Scheinkman (1991) appliquent l'analyse en composantes principales (ACP) aux rendements des valeurs à moyen terme du Trésor EU et constatent qu'une part significative de la variation commune aux rendements des diverses échéances peut s'expliquer par trois facteurs, qu'ils identifient comme le niveau des taux d'intérêt, la pente et la courbure de la courbe des rendements.

Dans le prolongement de tous ces travaux, la présente étude applique l'ACP aux primes sur la dette obligataire souveraine des économies émergentes pour trouver les sources communes de leur variation et proposer des éléments de réponse aux questions suivantes. Dans quelle mesure les fluctuations de ces primes procèdent-elles de déterminants communs ? Quel est le nombre de ces déterminants ? Quelle en est la nature ? En d'autres termes, les facteurs sous-jacents peuvent-ils être interprétés d'une manière économiquement significative ?

La dette des économies émergentes comme catégorie d'actifs

Si les investissements directs étrangers restent de loin la première source de financement international des économies émergentes, les titres de dette viennent en seconde position : leurs flux ont dépassé ceux des prêts bancaires et des concours officiels ces dix dernières années. Les apports nets sous forme de prêts bancaires, qui constituaient 26 % des entrées de capitaux privés à moyen et long terme de 1980 à 1985, sont tombés à seulement 11 % du total entre 1996 et 2002 grâce à un accès élargi au financement direct ; dans le même temps, les émissions nettes de titres de dette sont passées de 2 % à 35 %. Actuellement, prêts bancaires et titres de dette représentent un pourcentage quasiment identique de l'encours de la dette extérieure (graphique 1, cadre de gauche).



L'obligataire, favorisé par le plan Brady, ...

Cette évolution a résulté de la crise de la dette mexicaine de 1982, qui avait entraîné la transformation de nombreux prêts aux économies émergentes en titres assortis de sûretés (obligations Brady), à la fin des années 80 et au début de la décennie suivante. La conversion a donné un élan décisif à la dette obligataire des économies émergentes, dont l'encours a atteint \$485 milliards en 2002, soit une hausse de 27 % l'an en moyenne. Environ 77 % des émissions souveraines des dix dernières années ont été libellées en dollars EU, contre 17 % en euros et 6 % en yens.

Récemment, l'obligataire a mieux résisté que les prêts bancaires, qui ont chuté sous l'effet des crises asiatique et russe à la fin des années 90, puis du défaut récent de l'Argentine; en 1999, les flux bancaires nets vers les économies émergentes sont devenus négatifs pour la première fois en vingt ans (graphique 1, cadre de droite). À l'inverse, les flux obligataires, bien qu'également en recul, sont restés positifs. Les chiffres agrégés masquent toutefois une réorientation marquée au profit de l'Asie; les flux bruts vers l'Amérique latine ont diminué de 48 % en 2002, en raison principalement de la détérioration de la situation en Argentine.

Le marché de la dette des économies émergentes s'est fortement approfondi ces dernières années. Sa liquidité et sa transparence ont progressé avec l'élargissement de sa base d'investisseurs : en 1998, celle-ci était composée pour 30 % de fonds spéculatifs, contre seulement 9 % pour les investisseurs de qualité poursuivant des objectifs de placement (fonds de pension et autres investisseurs institutionnels)⁶; en 2002, les premiers étaient tombés à 10 % et les seconds montés à 32 %. En outre, un nombre croissant d'économies émergentes sont maintenant en mesure d'émettre des obligations à plus long terme (10 ans, par exemple), évolution bénéfique pour les emprunteurs désireux de réduire leur sensibilité aux taux d'intérêt et pour les investisseurs recherchant des échéances plus longues. La maturité du marché est attestée par la proportion décroissante des obligations Brady, qui ont été rachetées pour des considérations de coût, car elles se négocient généralement avec une décote. La part des obligations Brady et autres émissions restructurées dans l'encours total de la dette a chuté, revenant de 49 % en mars 1995 à 12 % en juin 2003.

...est parvenu à maturité grâce à l'élargissement de sa base d'investisseurs

Covariation des primes

Les primes à l'émission, qui reflètent le véritable coût des capitaux, constituent le paramètre le plus pertinent pour l'émetteur, mais les gestionnaires de portefeuilles suivent plutôt les marges sur le marché secondaire, non sans raison : disponibles sur une base journalière, elles peuvent traduire des changements subtils du climat d'investissement mondial non décelables dans les données à moindre fréquence. Ainsi, l'échantillon a été conçu pour englober les composantes spécifiques aux divers pays recensés dans l'indice

⁶ Parmi les autres intervenants figurent notamment les OPCVM, des fonds d'Amérique latine et des institutions financières implantées hors des États-Unis.

EMBI Global⁷. L'échantillon de base est constitué des *variations des primes journalières* pour quinze économies émergentes entre le 31 mars 1997 et le 18 juin 2003. Pour certaines analyses (comme cela sera précisé), l'échantillon couvre davantage de pays (et porte sur une période plus courte).

La présente section s'attache à déterminer, par une analyse en composantes principales (ACP), le nombre de facteurs communs influencant Cette méthode empirique permet aussi approximativement dans quelle mesure des sources communes, plutôt que des déterminants idiosyncrasiques, influent sur la variation des primes. En bref, l'analyse factorielle est une méthode statistique permettant de dégager la variation commune d'un ensemble de variables corrélées et de l'utiliser pour composer de nouvelles séries de données (ou facteurs) qui « résument » les séries initiales. Avec des données fortement corrélées, un petit nombre de facteurs communs suffit à expliquer une part importante de la variance commune. Cette section vise à cerner le degré de pertinence des facteurs communs et leur importance selon la notation des titres.

Covariation et nombre de facteurs

L'analyse factorielle indique que l'élément commun de la variation journalière des primes dans l'échantillon de quinze pays est attribuable à un seul facteur significatif, résultat quelque peu surprenant compte tenu du processus vraisemblablement complexe qui sous-tend le marché de la dette souveraine⁸. Ce facteur unique explique environ 95 % de la variation *commune*, mais celleci ne représente qu'une part relativement faible du total. La « spécificité » moyenne (sur l'ensemble des pays), c'est-à-dire la proportion de la variation totale qui n'est *pas* expliquée par le facteur commun, est de 0,67, ce qui montre que, en moyenne, un tiers seulement de la variation totale procède de sources communes⁹.

Bien que la part commune soit de structure apparemment simple, la variation des primes demeure très hétérogène d'un pays à l'autre. Le tableau 1 présente, pour chacun des quinze pays, la pondération (mesurant le degré de variation des primes en fonction du facteur commun) et l'indice de spécificité. Dans quatre cas seulement (Mexique, Panama, Brésil et Bulgarie), le facteur

La variation commune résulte presque entièrement d'un seul facteur...

...mais les déterminants idiosyncrasiques restent importants

L'indice EMBI Global retrace le rendement total et les marges sur instruments de dette en dollars EU émis par des emprunteurs souverains et quasi souverains des économies émergentes (obligations Brady, euro-obligations et emprunts). Comme la part des emprunts est négligeable (1,6 % du total) et que la dette des économies émergentes est le plus souvent libellée en dollars, l'indice est assez représentatif d'un portefeuille d'obligations d'économies émergentes. L'inclusion d'obligations Brady, dont la structure est particulière (elles sont assorties de sûretés), peut induire des distorsions de prix. En outre, des différences relatives à la duration moyenne de chaque composante spécifique à un pays dans l'indice EMBI Global peuvent influer sur l'ampleur de la réaction de chaque prime aux chocs mondiaux.

Le nombre de facteurs pertinents est déterminé selon le critère de Kaiser, qui exclut les facteurs dont la part dans la variance est inférieure à celle d'au moins une série de primes sous-jacente.

Des tests de robustesse sur vingt et un pays pour la période 1998-2003 donnent des résultats comparables.

Facteur commun	: pondération	et indice	de spécificité

31 mars 1997-18 juin 2003

Pays	Pondération	Spécificité
Afrique du Sud	0,418	0,825
Argentine	0,364	0,867
Brésil	0,744	0,446
Bulgarie	0,733	0,462
Chine	0,258	0,934
Colombie	0,596	0,645
Corée	0,590	0,652
Équateur	0,403	0,837
Malaysia	0,335	0,888
Mexique	0,860	0,260
Nigeria	0,321	0,897
Panama	0,764	0,417
Pérou	0,625	0,609
Turquie	0,439	0,808
Venezuela	0,655	0,570
Moyenne	0,540	0,674
		Tableau 1

commun, de pondération élevée, explique plus de la moitié de la variation et, en corollaire, l'indice de spécificité est faible. Sans qu'il se dégage un schéma clair, la spécificité moyenne des huit pays latino-américains est de 0,54, contre plus de 0,82 pour les trois économies émergentes d'Asie. Cette différence régionale traduit peut-être un biais d'échantillonnage, l'Amérique latine étant surreprésentée. Elle peut aussi découler de disparités concernant la qualité moyenne de la dette ou la notation.

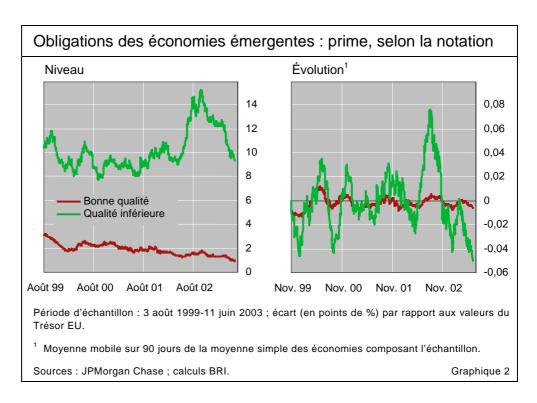
Pour étudier cet aspect de manière plus méthodique, une analyse factorielle a été effectuée séparément sur deux sous-groupes d'emprunteurs souverains (vingt-cinq pays au total) regroupés selon leur notation. Ce partage de l'échantillon devrait produire des indices de spécificité (moyens) moins élevés (par rapport à l'échantillon global) pour chaque groupe, étant entendu que les facteurs sous-jacents d'évolution des primes sont censés être différents selon la catégorie de notation¹⁰. En outre, les facteurs sous-jacents eux-mêmes devraient différer. L'échantillon a ainsi été divisé en neuf emprunteurs souverains de bonne qualité (pour lesquels Standard & Poor's a attribué une note égale ou supérieure à BBB— pendant au moins la moitié de la période d'échantillon) et seize emprunteurs de qualité inférieure (tableau 2).

Le graphique 2, qui fait ressortir la différence de niveau moyen entre les primes de ces deux groupes ainsi que la plus forte volatilité moyenne des obligations de moindre qualité, montre que cette répartition est probablement significative. La prime moyenne des obligations moins bien notées était

Analyse sur deux sous-groupes de notation différente

Si les primes diffèrent selon la catégorie de notation...

Pour obtenir le plus grand nombre de pays, la collecte de données (variations journalières des primes) a été effectuée sur une période plus courte (3 août 1999-11 juin 2003).



supérieure de 750 points de base à celle des obligations de qualité entre août 1999 et fin mai 2002. Elle a atteint 1 150 points de base entre juin 2002 et juin 2003, parallèlement à la détérioration de la situation en Argentine et au Brésil. De même, la variation journalière moyenne des primes sur la dette souveraine de moindre qualité était supérieure de 7 points de base pendant la première période, et de 13 points de base ensuite.

Néanmoins, peu d'éléments indiquent des différences durables entre les deux groupes : l'analyse factorielle montre, là encore, qu'un unique facteur commun rend compte de la covariation dans sa quasi-totalité. En outre, l'indice moyen de spécificité est comparable d'un groupe à l'autre, d'où il ressort que le facteur propre à chacun explique en moyenne un tiers de la variation totale de la prime (tableau 2). Quand l'analyse factorielle est appliquée à l'ensemble des vingt-cing pays, l'indice moyen de spécificité est de 0,79, chiffre supérieur, quoique de très peu, à celui de chaque groupe¹¹.

globalement en parallèle (graphique 3), une divergence apparaît à partir de mi-2002¹². En outre, on observe un haut degré d'hétérogénéité à l'intérieur de chaque groupe. En moyenne mobile, le facteur commun pour les obligations moins bien notées s'élève jusqu'à 0,35 fin mai 2002, au moment où les primes sur la dette latino-américaine augmentent en raison du défaut de l'Argentine et de l'imminence de la crise au Brésil. En janvier 2003, ces primes avaient toutefois diminué, comme en témoigne la chute du facteur commun.

...les facteurs sousjacents sont tout à fait comparables

Si les différents facteurs communs propres aux deux groupes évoluent

L'analyse factorielle sur les vingt-cinq pays indique la présence de deux facteurs communs, le second satisfaisant de justesse au critère de sélection (section suivante).

Bien que leur coefficient de corrélation soit de 0,498, ces facteurs ne sont pas statistiquement différents.

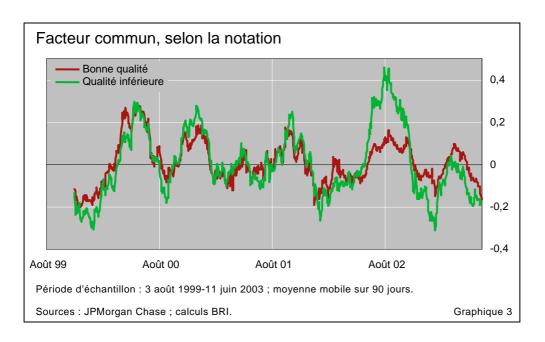
Facteur commun : pondération et indice de spécificité, selon la notation 3 août 1999-11 juin 2003

Bonne qualité		Qualité inférieure			
Pays	Pondération	Spécificité	Pays	Pondération	Spécificité
Afrique du Sud	0,546	0,702	Argentine	0,311	0,903
Chili	0,440	0,806	Brésil	0,655	0,571
Chine	0,560	0,686	Bulgarie	0,487	0,763
Corée	0,652	0,575	Colombie	0,607	0,632
Croatie	0,032	0,999	Côte-d'Ivoire	0,152	0,977
Hongrie	0,366	0,866	Équateur	0,259	0,933
Malaysia	0,645	0,583	Liban	0,261	0,932
Pologne	0,632	0,601	Maroc	0,329	0,892
Thaïlande	0,515	0,735	Mexique	0,754	0,432
			Nigeria	0,234	0,945
			Panama	0,702	0,507
			Pérou	0,607	0,631
			Philippines	0,648	0,581
			Russie	0,325	0,894
			Turquie	0,522	0,728
			Venezuela	0,528	0,721
Moyenne	0,488	0,728	Moyenne	0,461	0,753
Tableau 2					

Évolution dans le temps

Si l'analyse fait apparaître au maximum un facteur commun, l'environnement macroéconomique mondial et (peut-être) le goût du risque des gestionnaires de portefeuilles ont considérablement évolué entre 1997 et 2003, période de hausse puis de déclin des marchés des actions. S'agissant des facteurs à la source des variations des primes, des changements structurels ont donc pu

L'intégration des marchés peut influer sur le nombre de facteurs communs



Facteurs communs : nombre et rôle dans la variation commune					
Année	Facteurs significatifs	Proportion facteur 1 ¹	Proportion facteur 2	Spécificité moyenne ²	
1997 ³	1	0,816	0,109	0,502	
1998	1	0,818	0,092	0,489	
1999	1	0,846	0,126	0,633	
2000	1	0,863	0,155	0,683	
2001	2	0,766	0,212	0,568	
2002	2	0,779	0,187	0,625	
2003 ⁴	1	0,780	0,119	0,671	

Part de variation commune expliquée par le facteur correspondant. ⁴ 1^{er} janvier-18 juin.

31 mars-31 décembre.

s'opérer, que l'analyse sur l'échantillon global n'a pas mis en lumière. Avec l'intégration continue des économies émergentes dans l'économie mondiale, l'évolution des primes devrait être plus synchronisée à l'avenir. Cependant, des paramètres régionaux (défauts de la Russie et de l'Argentine, effet asymétrique du ralentissement conjoncturel mondial, notamment) ont en fait pu atténuer la covariation, ce que semble indiquer la divergence de comportement des facteurs communs observée depuis mi-2002 entre les deux groupes par qualité de signature (graphique 3).

L'étude qui suit reprend l'échantillon initial de quinze pays pour effectuer une analyse factorielle par année (tableau 3). Jusqu'en 2000, la variation commune est encore imputable à un seul facteur, dont la part du total change peu, se situant à 0,82 en 1997 et à 0,86 en 2000. En revanche, la moyenne des indices de spécificité passe d'environ 0,5 en 1997 à 0,68 en 2000. Ainsi, alors que le facteur commun rendait compte, en moyenne, de la moitié de la variation totale des primes au début de la période d'échantillon, les déterminants spécifiques ont pris ensuite davantage d'importance, en accord avec l'hypothèse d'une sélectivité croissante des investisseurs (voir BRI, 72^e Rapport annuel (2002)).

Apparition récente d'un deuxième facteur commun

Confirmant cette évolution du schéma de covariance, un deuxième facteur est identifié pour 2001 et 2002, mais les éléments l'attestant ne sont guère probants¹³. La proportion de variation commune correspondant au premier facteur est tombée à 0,76 et celle du deuxième se situe au plus à quelque 0,2. De surcroît, si la spécificité moyenne est revenue à 0,56 en 2001 et 0,62 en 2002, ces chiffres restent supérieurs aux valeurs de 1997 et 1998 ; cela donne à penser que les sources communes de variation ont progressé par rapport aux déterminants idiosyncrasiques sous l'effet de l'effondrement des marchés des actions. Pour autant, rien ne semble dénoter un changement durable du schéma fondamental de covariance: au premier semestre 2003, où, de nouveau, un seul facteur commun est identifié, l'indice de spécificité est remonté à 0,67, retrouvant le niveau de 1999 et 2000.

² Mesurée sur les quinze pays de l'échantillon. Tableau 3

Le critère de Kaiser, qui indique bien un deuxième facteur en 2001 et 2002, est un outil quelque peu contesté. En outre, le deuxième facteur satisfait de justesse à ce critère (par comparaison avec le premier facteur), ce qui signifie que le résultat pourrait être dû à des bruits statistiques plutôt qu'à des modifications des paramètres économiques.

Interprétation économique

Si elle montre que les variations des primes résultent dans une certaine mesure d'un facteur commun unique, l'analyse ne donne aucune indication sur les forces économiques sous-jacentes. La présente section examine cet aspect, afin de rechercher une interprétation significative, sur le plan économique, de ce facteur commun. Par nature, le facteur est une série abstraite qui explique (une portion de) la part commune des variations journalières des primes. En tant que tel, il semble très probablement correspondre à des développements dans l'économie mondiale, à des changements d'attitude des investisseurs à l'égard du risque ou à des évolutions simultanées dans les économies émergentes.

La méthodologie a consisté à analyser la corrélation simple entre la série du facteur commun et des variables supposées refléter ces tendances mondiales. S'il est impossible d'identifier *précisément* ce que représente le facteur commun, un tel exercice peut néanmoins permettre de dégager les tendances mondiales les plus importantes. En particulier, l'étude a examiné le pouvoir explicatif des variables suivantes : rendement des indices boursiers (S&P 500, FTSE et Nasdaq) ; taux d'intérêt longs et courts américains et pente de la courbe des rendements aux États-Unis ; cours du pétrole et plusieurs mesures de la tolérance des investisseurs à l'égard du risque (volatilité implicite des valeurs du Trésor EU d'échéances diverses, VIX, primes sur obligations d'entreprises BBB et sur émissions à haut rendement 14). Toutes les séries sont des données journalières exprimées, à l'exception de la volatilité implicite, en termes de variation.

Corrélation entre facteur commun et variables économiques				
Indices boursiers				
Nasdaq	-0,280			
FTSE	-0,324			
S&P 500	-0,364			
Taux d'intérêt aux États-Unis				
Contrats à terme sur fonds fédéraux	-0,171			
Rendement Trésor EU 3 mois	-0,084			
Rendement Trésor EU 10 ans	-0,365			
Pente de la courbe des rendements	-0,264			
Autres variables				
Cours du pétrole	-0,023			
Indice VIX	0,419			
Prime sur titres notés BBB	0,111			
Prime sur titres à haut rendement	0,401			
¹ Mesurées (sauf VIX) en termes de variation journalière.				

VIX : indice de volatilité du Chicago Board Options Exchange, qui exprime la volatilité future estimée par le marché. Il est calculé comme moyenne pondérée des volatilités implicites de huit options d'achat et de vente. Pente de la courbe des rendements (Trésor EU) : écart 10 ans-3 mois.

Le facteur commun est corrélé avec les taux d'intérêt américains... Le facteur commun est corrélé de manière significative avec plusieurs de ces variables (tableau 4), ce qui s'explique par la forte corrélation existant entre nombre de ces variables elles-mêmes, et par le fait que le facteur commun, par nature, associe tous les déterminants communs des primes sur la dette des économies émergentes. Globalement, l'analyse indique une corrélation négative avec les taux d'intérêt américains et positive avec les mesures de tolérance à l'égard du risque. En particulier, la relation négative implicite avec les variations journalières du taux des contrats à terme sur fonds fédéraux, indicateur des anticipations du marché concernant la politique monétaire américaine, infirme quelque peu les travaux empiriques antérieurs, fondés sur des données à fréquence plus basse (encadré suivant).

Cette relation négative pourrait s'expliquer par le contenu informatif de la pente de la courbe des rendements américains, souvent utilisée comme indicateur des anticipations de croissance économique. Si les investisseurs adoptent un point de vue optimiste sur les perspectives de croissance dans les pays développés, ce qui accentue la pente de la courbe, ils peuvent aussi supposer que les économies émergentes, en particulier celles qui dépendent des exportations, vont bénéficier d'une augmentation de la demande de produits. Ceci peut, par conséquent, diminuer la probabilité de défaut souverain et donc comprimer les primes correspondantes. L'effet peut être amplifié si, de surcroît, la tolérance au risque et les anticipations relatives à la croissance sont procycliques, car l'appétit pour les actifs plus risqués peut alors faire baisser davantage les primes.

...et avec des indicateurs de tolérance à l'égard du risque Il est donc logique que deux des variables fortement corrélées avec le facteur commun soient directement liées à la tolérance des investisseurs à l'égard du risque. L'indice VIX et la prime sur obligations à haut rendement ont des coefficients de corrélation supérieurs à 0,4, tandis que la prime sur titres BBB a un coefficient supérieur à 0,1. Cette hypothèse est, de plus, corroborée par les corrélations (négatives) relativement étroites avec les indices boursiers ¹⁵. Une hausse du rendement du S&P 500, par exemple, s'accompagne d'une diminution du facteur commun, donc d'une baisse des primes. Dans la mesure où il existe un lien entre rendements boursiers et variations de l'attitude des investisseurs envers le risque, cette relation négative donne à penser que les modifications de l'appétit pour le risque sont une composante significative du facteur commun.

Conclusions

L'analyse en composantes principales a montré que, sur un échantillon de quinze économies émergentes, la part commune de variation des primes sur les obligations souveraines est attribuable à un seul facteur commun. Celui-ci est, en moyenne, à l'origine d'un tiers de la variation journalière totale, les déterminants idiosyncrasiques restant donc prépondérants. Même si, entre

Une part significative de la volatilité des cours des actions est attribuée aux variations du facteur d'actualisation - degré d'aversion pour le risque (Cochrane (2001)).

Taux d'intérêt américains et écarts de rendement des économies émergentes

L'analyse factorielle présentée dans l'étude met en évidence une corrélation négative entre le facteur commun qui sous-tend les primes sur la dette souveraine des économies émergentes et les variations journalières des taux d'intérêt américains et des contrats à terme sur fonds fédéraux. Elle conclut que les hausses de taux d'intérêt effectives ou anticipées (implicites dans les contrats d'échange) sont associées à un resserrement des écarts de rendement des économies émergentes[®]. Ce résultat doit être interprété dans le contexte de travaux nombreux, mais guère concluants, sur la relation entre la politique monétaire américaine et les primes des économies émergentes - positive selon certaines études (Arora et Cerisola (2001)), négative pour d'autres (Eichengreen et Mody (1998)), voire inexistante (Kamin et von Kleist (1999)).

Cette absence de consensus s'explique par les choix méthodologiques. Les résultats varient selon le marché (primaire/secondaire), l'inclusion ou non de certains émetteurs, la période d'échantillon et la technique de régression appliquée (tableau ci-après). En outre, ces travaux se fondaient, pour la plupart, sur des données à basse fréquence, ce qui permet de prendre en compte comme variables indépendantes des caractéristiques économiques spécifiques à un pays, mais exclut forcément les mouvements à haute fréquence. L'analyse factorielle effectuée ici fait apparaître une relation plus nuancée, avec une évolution identique à long terme mais différente à court terme.

Travaux empiriques sur la dette des économies émergentes

Auteurs	Période d'échantillon	Fréquence des données	Variable dépendante	Signe ¹
Dooley et al. (1996)	1986-92	annuelle	Prix sur le marché secondaire (niveau en log)	+2
Kamin et von Kleist (1999)	1991-97	•	Primes sur le marché primaire (niveau en log)	-/0 ³
Eichengreen et Mody (1998)	1991-96		Primes sur le marché primaire (niveau en log)	_4
Arora et Cerisola (2001)	1994-99	mensuelle	Primes sur le marché secondaire (niveau en log)	+ ⁵
McGuire et Schrijvers (2003)	1997-2003	journalière	Primes sur le marché secondaire (variations et niveau)	-

¹ Indique la relation entre les primes ou rendements des économies émergentes et une variable représentative des taux d'intérêt américains.
² Dooley et al. (1996) constatent une relation négative notable entre le taux d'intérêt américain à 10 ans et le prix de marché des titres des économies émergentes.
³ Kamin et von Kleist (1999) calculent leur propre indice d'économies émergentes et constatent (dans la plupart des cas) des coefficients négligeables sur le taux du Trésor EU 1 an.
⁴ Se basant sur un indice Bondware d'économies émergentes, Eichengreen et Mody (1998) montrent une moindre probabilité d'émission si les taux d'intérêt américains sont élevés.
⁵ Arora et Cerisola (2001) établissent des résultats significatifs pour dix des onze pays de l'échantillon.

Afin de faciliter la comparaison entre les présentes conclusions et celles des travaux antérieurs, l'étude a appliqué la méthode des moindres carrés ordinaires à l'indice EMBI Global (et à chacun des pays entrant dans sa composition), en prenant comme variables indépendantes les taux d'intérêt américains concernés. Avec EMBI Global, le coefficient sur le niveau des taux d'intérêt (rendement du Trésor EU ou taux des contrats à terme sur fonds fédéraux 3 mois) est bien positif (mais non significatif) pour l'échantillon sur l'ensemble de la période 1999-2003. Il est toutefois à noter que le même exercice effectué par tranches annuelles donne des résultats très différents : quatre fois sur cinq, le coefficient est négatif, et ce de façon significative à trois reprises ; d'autre part, le pouvoir explicatif s'accroît fortement dans les équations.

_

[®] Jeanneau et Micu (2002) établissent une relation positive comparable entre le niveau des taux d'intérêt réels à court terme dans les pays industrialisés et les prêts bancaires aux économies émergentes.

La variation de la prime étant considérée comme un indicateur de rendement, l'expérience ciavant a été répétée après avoir établi une différenciation de premier ordre sur l'ensemble des données, pratique usuelle dans les travaux empiriques en finance. De simples régressions par la méthode des moindres carrés ordinaires ont produit des résultats similaires; il existe une corrélation négative entre l'évolution anticipée de la politique monétaire ou des taux d'intérêt aux États-Unis et celle des primes, que ce soit sur l'ensemble de l'échantillon ou sur les tranches annuelles, et cette corrélation est toujours statistiquement significative. D'autre part, ces mêmes régressions ont été reproduites séparément pour chacun des 20 pays. Pour 18 d'entre eux, les coefficients sont négatifs et significatifs, sur données globales et annuelles. Au total, ces résultats portent à croire que les primes de risque des économies émergentes évoluent bien en phase avec les taux d'intérêt américains sur longue période, mais que d'autres processus déterminent leur dynamique à court terme.

obligations de bonne qualité et de qualité inférieure, les primes diffèrent en termes de niveau et de volatilité, les facteurs communs pour ces deux groupes sont tout à fait comparables dans un échantillon élargi à vingt-cinq pays.

Par ailleurs, certains signes pourraient indiquer une évolution du schéma de covariance, avec une diminution de la part de variation totale attribuable à des sources communes et l'apparition d'un second facteur commun peu après 2000. Cela est souligné par une divergence des facteurs sous-jacents aux primes entre titres de qualité et titres moins bien notés, probablement associée à la détérioration de la situation en Argentine en 2001 et à la crise brésilienne de 2002.

S'il est impossible d'attribuer une signification économique précise au facteur commun, sa forte corrélation avec des données à fréquence élevée représentatives de la tolérance à l'égard du risque fait penser que la variation commune des primes s'explique surtout par les changements d'attitude des investisseurs internationaux face au risque. De plus, dans la mesure où ces changements d'attitude et les anticipations de croissance sont procycliques, cette hypothèse est validée par la corrélation négative entre le facteur commun et les variables correspondant aux taux d'intérêt américains.

Références

Arnott, R. (1980): « Cluster analysis and stock price movements », *Financial Analysts Journal*, 36, n° 3, novembre-décembre, pp. 56-62.

Arora, V. et M. Cerisola (2001): « How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? », *IMF Staff Papers*, Washington, pp. 474-498.

Banque des Règlements Internationaux (2002) : 72^e Rapport annuel, Bâle.

Brown, S. (1989): « The number of factors in security returns », *Journal of Finance*, 44, n° 5, décembre, pp. 1247-1262.

[®] Cette différence première sur les primes permet d'éviter les problèmes économétriques dus aux racines unitaires. Kamin et von Kleist (1999) ont conclu à la non-stationnarité des variables en niveau.

Cochrane, J. (2001): Asset pricing, Princeton University Press, Princeton.

Connor, G. et R. Korajczyk (1993): « A test for the number of factors in an approximate factor model », *Journal of Finance*, 48, n° 4, septembre, pp. 1263-1291.

Dooley, M., E. Fernández-Arias et K. Kletzer (1996): « Is the debt crisis history? Recent private capital inflows to developing countries », *World Bank Economic Review*, vol. 10, pp. 27-50.

Eichengreen, B. et A. Mody (1998): « What explains changing spreads on emerging-market debt: fundamentals or market sentiment? », *NBER Working Papers*, n° 6408.

Fama, E. et K. French (1992): « The cross-section of expected stock returns », *Journal of Finance*, 47, n° 2, juin, pp. 427-465.

Fama, E. et K. French (1993): « Common risk factors in the returns on stocks and bonds », *Journal of Financial Economics*, 33, n° 1, février, pp. 3-56.

Fama, E. et K. French (1996): « The CAPM is wanted, dead or alive », *Journal of Finance*, 49, n° 5, décembre, pp. 1579-1593.

Farrell, J. (1974): « Analyzing covariation of returns to determine homogenous stock groupings », *Journal of Business*, 47, n° 2, avril, pp. 186-207.

Feeney, G. et D. Hester (1967): « Stock market indices: a principal components analysis »; sous la direction de D. Hester et J. Tobin, *Risk aversion and portfolio choice*, Wiley, New York.

Harvey, C. R. (1995): « Predictable risk and return in emerging markets », *Review of Financial Studies*, 8, n° 3, pp. 773-816.

Jeanneau, S. et M. Micu (2002): « Prêts bancaires internationaux aux économies émergentes: l'évolution irrégulière des années 90 », *Rapport trimestriel BRI*, mars, pp. 56-68.

Kamin, S. et K. von Kleist (1999): « The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s », *BIS Working Paper* n° 68, mai.

Litterman, R. et J. Scheinkman (1991): « Common factors affecting bond returns », *Journal of Fixed Income*, pp. 54-61.

Mei, J. (1993a): « A semiautoregression approach to the arbitrage pricing theory », *Journal of Finance*, 48, n° 2, juin, pp. 599-620.

Mei, J. (1993b): « Explaining the cross-section of returns via a multi-factor APT model », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, n° 3, septembre, pp. 331-345.

Ross, S. (1976): « The arbitrage theory of capital asset pricing », *Journal of Economic Theory*, 13, n° 3, décembre.

Trzcinka, C. (1986): « On the number of factors in the arbitrage pricing model », *Journal of Finance*, 41, n° 2, juin, pp. 347-368.