

## LA PROPAGATION DES CRISES FINANCIÈRES DANS LES PAYS ÉMERGENTS : LA CONTAGION EST-ELLE DISCRIMINANTE ?

Sophie Brana & Delphine Lahet<sup>1</sup>

Date de réception de l'article : 11 juin 2004

Date d'acceptation pour publication : 3 février 2005

**RÉSUMÉ.** L'objectif de l'article est d'analyser le comportement des investisseurs à l'égard du risque pays en tant que déclencheur des crises financières et facteur de contagion à l'occasion de la crise asiatique. La contagion a-t-elle touché des pays proches sur le plan des fondamentaux (contagion discriminante), au-delà des canaux traditionnels de transmission des chocs, ou a-t-elle frappé des pays sans discernement en raison d'un mouvement de défiance généralisé (contagion pure) ? Les résultats des tests économétriques réalisés sur un échantillon de pays émergents de 1994 à 2004 montrent que la crise thaïlandaise a bien provoqué un changement de comportement de la part des investisseurs, que l'on peut assimiler à de la contagion pure.

Classification JEL : E44 ; F32 ; G15.

Mots-clefs : Contagion financière ; crise asiatique ; contagion pure/discriminante ; spread ; rating.

**ABSTRACT.** The aim of this paper is to analyse investor sentiment during the 1997 Asian financial crisis as a factor of the crisis and of its contagion. Were emerging countries affected by this contagion because of very similar fundamentals (discriminating contagion), outside classical channels of transmission of an external shock, or because of abrupt reversals in investor sentiment (pure contagion)? The results of the tests showed that the Thai crisis actually created a change in investor sentiment that was pure contagion. The results of econometric tests applied to a sample of emerging countries for the years 1994-2004 indicate that the crisis in Thailand induced a reversal in investor sentiment, to be compared with pure contagion. The other factors that spread the crisis depend on the countries, their geographical location and how far they were involved in the root causes of the crisis.

JEL Classification: E44; F32; G15.

Keywords: Financial Contagion; Asian Crisis; Pure Contagion/Discriminating Contagion; Spread; Rating.

---

1. Auteur correspondant : Sophie BRANA, Maître de Conférences, LAREFI, Université Montesquieu Bordeaux IV (brana@u-bordeaux4.fr) ;  
Delphine LAHET, Maître de Conférences, LAREFI, Université Montesquieu Bordeaux IV.

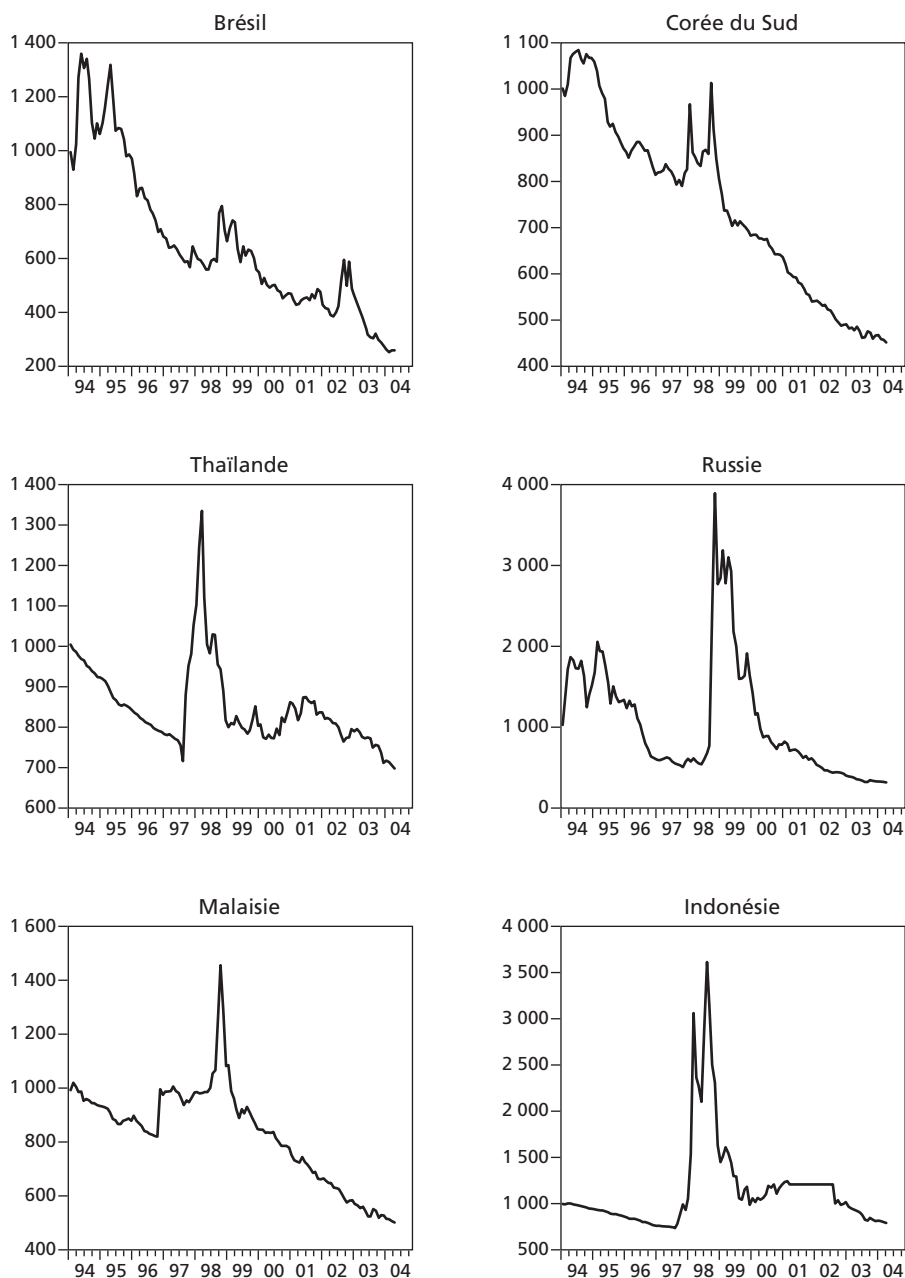
La crise financière qui a éclaté en juillet 1997 avec le flottement de la monnaie thaïlandaise s'est propagée par vagues à de nombreuses économies émergentes, d'abord dans la région asiatique puis au-delà : dévaluation en Indonésie en août 1997 ; pressions monétaires au Brésil, en Corée du Sud, à Hong Kong et Taiwan en octobre ; dévaluation en Corée du Sud en décembre ; refonte du régime de change en Russie en janvier 1998 ; pressions en Afrique du Sud en juin ; crise russe en août ; refonte du régime de change en Malaisie en septembre ainsi que pressions en Colombie, au Chili, en Chine ; flottement du real brésilien en janvier 1999, etc. (BRI, 1999, p. 34). Ces crises en série qui s'expriment sous la forme de l'effet domino ont été déclenchées par différents mécanismes, complexes, de transmission et de contagion. L'objet de l'article est de définir et distinguer les mécanismes de transmission des chocs et les mécanismes de contagion proprement dits, suite à la crise thaïlandaise.

Les économies émergentes ont poursuivi un processus assez régulier d'intégration financière mondiale tout au long de la décennie quatre-vingt-dix, accédant de plus en plus aisément et massivement aux marchés de capitaux internationaux. Ainsi, les revirements de capitaux précédemment entrés ont durement frappé ces économies, en déclenchant la crise de change, ainsi que les crises boursière et bancaire – crises jumelles mises en valeur par Kaminsky et Reinhart (1996, 1999a) et modélisées par Goldfajn et Valdès (1997) –, et en révélant et aggravant les fragilités internes qui n'auraient pas systématiquement manifesté de conséquences graves sans le revirement des fonds. Ces retraits de capitaux ont souvent laissé les économies dans des détresses financières et économiques, renforçant les répercussions des crises dans les autres économies émergentes. Il est clair que ce rationnement généralisé à l'égard de ces pays traduit la modification du sentiment des investisseurs vis-à-vis du risque Pays émergents : l'aversion pour ces pays est apparue avec la crise thaïlandaise et semble s'être ravivée avec la crise russe, transformant les conditions financières sur le marché de la dette internationale (BRI, 1999). Les *spreads* de taux se sont tendus dans de nombreux pays émergents suite à la crise thaïlandaise (GRAPHIQUE 1), traduisant cette défiance généralisée des investisseurs pour le risque Pays émergents et donc la transmission des inquiétudes et de la crise à d'autres pays.

En fait, les crises financières des années quatre-vingt-dix sont peu dissociables du risque systémique dans les pays émergents (Cartapanis, 2004), qu'il soit régional ou global. La spécification des modèles de crise de la troisième génération (Cailleteau et Vidon, 1999 ; Krugman, 1999 ; Corsetti, Pesenti et Roubini, 1998), comparativement aux autres générations de modèles, est basée sur les défaillances structurelles des systèmes bancaires et financiers génératrices d'une illiquidité bancaire internationale, et ouvre ainsi la voie à la prise en compte du risque de contagion systémique dans l'explication du déclenchement des crises dans les pays émergents.

D'un point de vue économétrique, les travaux réalisés dans le prolongement de la crise asiatique, à la fin des années quatre-vingt-dix, concluaient de façon consensuelle à l'existence de phénomènes dits de contagion entre pays émergents (Kaminsky et Reinhart, 1999b, 2000 ; Caramazza, Ricci et Salgado, 2000, 2004 ; Nagayasu, 2000). Ces résultats ont été remis en cause par des travaux plus récents (Forbes et Rigobon, 2002 ; Baur, 2003 ; Billio et Pelizzon,

**Graphique 1 - Spreads de taux d'intérêt**



Source : Datastream.

2003) : la crise n'aurait pas résulté de phénomènes de contagion, mais, pour certains auteurs, d'interdépendances normales entre pays. Ainsi, il semble qu'il faille distinguer la contagion des mécanismes "normaux" de transmission de chocs. Malgré le grand nombre de travaux sur le sujet, de nombreuses questions restent ouvertes : qu'appelle-t-on "contagion" ? Les attaques spéculatives en série sont-elles provoquées par des facteurs exogènes communs, des facteurs propres à chaque pays attaqué ou sont-elles la manifestation d'une modification des comportements et de l'aversion généralisée pour le risque ? Comme nous le verrons, seul ce dernier élément pourra être assimilé à de la contagion. Ces différents facteurs de propagation des crises font l'objet de notre étude empirique, et notamment la mise en valeur de la contagion : a-t-elle touché les pays de façon discriminante ou non ? Pour cela, nous partons du comportement des investisseurs, à travers le suivi des primes de risque. Ces primes, que les investisseurs exigent pour détenir des titres de dettes émis par les pays émergents, sont une bonne mesure de la perception du risque par les agents financiers et de leur comportement.

Après avoir précisé le concept de contagion financière et les différents facteurs sous-jacents, une étude empirique précise quels sont les facteurs à l'origine de la variation du comportement des investisseurs dans un certain nombre de pays émergents.

## ■ LA RÉALITÉ DU PHÉNOMÈNE DE CONTAGION

### Définitions de la contagion : discriminante *vs* non discriminante

L'existence de crises de change ou financières simultanées dans les pays émergents amène à s'interroger sur la présence d'un phénomène de contagion. Mais une telle simultanéité n'est pas suffisante pour prouver l'existence de ce phénomène. En effet, il convient de définir la notion de contagion qui, en dépit d'études nombreuses et poussées, reste un phénomène complexe à identifier.

Trois facteurs dits de "contagion" ont été identifiés par Masson (1998 & 1999), puis précisés par un certain nombre de travaux ultérieurs.

Le premier facteur est assimilé à un effet de Mousson (*Moonsonal effect*). Des pays subissent des crises simultanées en raison d'un choc commun (baisse du prix du pétrole, hausse des taux d'intérêt américains, contrainte de respecter les ratios prudentiels au Japon...) qui provoque un retrait de fonds hors des pays émergents. Ce choc, aléatoire, affecte de façon similaire un ensemble de pays émergents, sans qu'il y ait de premier pays touché.

Le deuxième facteur est lié aux interdépendances "normales" entre pays (*spillover effects*). Des pays sont frappés à cause de l'existence d'une crise ailleurs en raison des liens commerciaux et financiers qui existaient entre les pays avant la crise. Masson se concentre sur le canal commercial. Ce vecteur de propagation implique qu'une crise de change accroît la compétitivité du premier pays touché (pays 0) et pénalise ses partenaires commerciaux (commerce bilatéral ou avec un tiers). Cette perte de compétitivité est perçue comme une faiblesse économique par les agents de marché qui perdent confiance. Leurs retraits de capitaux déclenchent la crise de change (voir aussi Gerlach et Smets, 1994 ; Corsetti, Pesenti, Roubini

et Tille, 2000). Le canal financier (Kaminsky et Reinhart, 1999, 2000 ; Van Rijckeghem et Weder, 2001 ; Broner et Gelos, 2003) implique que les pays sont liés par leur présence dans le portefeuille de titres ou de prêts d'un pays tiers commun. Dans le cas des prêts bancaires internationaux, il s'agit précisément du canal du créancier commun qui explique les effets de report des agents sur d'autres pays. Mécaniquement, le réaménagement de portefeuille, du fait de la recherche de liquidités pour compenser les pertes subies suite à la crise dans un premier pays, propage le rationnement et la crise de liquidité.

Enfin, si aucun des facteurs précédents ne parvient à justifier les crises en série, il s'agit alors pour Masson de contagion dite pure. On parle de *shift contagion* (expression de Forbes et Rigobon, 2000). Suite à la crise dans le pays 0, les agents retirent leurs fonds dans d'autres pays dans un mouvement de panique non justifié par des liens économiques.

Ahluwalia (2000) a étayé le sujet en introduisant la notion nouvelle de "contagion discriminante", basée sur la perception par les investisseurs, en période de crise, de ressemblances économiques entre les pays (*visible similarities, weaknesses*). Dans ce cas, la crise dans le pays 0 est un "signal d'alerte" (*wake up call*) qui pousse les investisseurs à revoir leur perception du risque dans les autres pays. L'analyse se concentre donc sur l'état des fondamentaux des pays en crise, indépendamment des canaux commerciaux ou financiers (*trade and financial links*). La contagion est discriminante si ne sont affectés par les revirements de fonds que les pays dont l'état des fondamentaux est proche de celui du pays 0. La contagion est non discriminante si elle touche un certain nombre de pays sans raison. Dans ses tests, Ahluwalia montre que les canaux commerciaux ou financiers n'expliquent pas tout et que les *visible similarities* ont un pouvoir explicatif certain.

Par rapport à ces premières définitions, un certain consensus émerge aujourd'hui sur une définition plus étroite du phénomène de contagion (voir par exemple Kleimeier et Sander, 2003). Celle-ci reflète une situation où les effets d'un choc externe sont plus importants que ce qui était prévu par les fondamentaux. La contagion au sens étroit peut donc être définie comme un changement de comportement des investisseurs, toutes choses étant égales par ailleurs dans le pays 1 touché après une crise dans le pays 0. Les travaux récents insistent en effet sur la différence entre contagion et transmission "normale" des chocs entre les pays, liée aux interdépendances. Cette contagion n'est pas nécessairement pure (comme dans Masson, 1998), elle peut également être discriminante comme l'a montré Ahluwalia (2000). Dans le cas d'une contagion pure, les retournements de fonds, du fait d'une crise ailleurs, affectent d'autres pays, sans raisons économiques particulières. C'est une aversion généralisée pour le risque Pays émergents qui dicte le comportement des investisseurs, sans discernement. La contagion peut cependant être discriminante dans le sens où les crises simultanées concernent des pays proches sur le plan des fondamentaux, au-delà des canaux commerciaux et financiers, et dans le sens où la crise dans le pays 0 permet aux investisseurs de réviser leur perception, leurs anticipations, sur l'état des autres pays émergents.

Dès lors, la variable "choc commun" de Masson, ainsi que les interdépendances économiques et financières entre pays, apparaissent comme des facteurs de transmission "nor-

maux" des chocs et non comme de la contagion (discriminante ou non). Plus précisément, le choc commun de Masson apparaît alors comme un facteur extérieur de déclenchement de crises *simultanées*, sans qu'il y ait de premier pays touché (pays 0), ni de transmission des chocs entre les pays émergents touchés. Les interdépendances économiques et financières de Masson (canal commercial et canal du créancier commun) sont alors considérées comme des vecteurs "normaux" de transmission des chocs entre les pays émergents qui existaient avant la crise et qui ne se sont pas structurellement modifiés au moment de la crise.

La crise asiatique a suscité de nombreux articles sur la contagion asiatique qualifiée de financière. Tai (2004) montre que, sur ce thème, le clivage est : interdépendance financière/contagion (pure/discriminante). Dans le premier cas, le canal du créancier commun joue un rôle prépondérant, et caractérise les effets de report dus aux interdépendances dans un portefeuille financier. Dans le second cas, la contagion (pure/discriminante) n'envisage pas de liens à travers un portefeuille d'actifs : l'occurrence d'une crise dans un pays pousse les investisseurs ou les banques à réviser leurs anticipations sur d'autres pays et à réduire de façon généralisée leurs positions financières même si les acteurs n'ont pas de positions dans le pays 0.

L'ensemble de cette analyse nous permet par conséquent de retenir comme définition de la contagion le changement de perception généralisé du risque concernant les pays émergents. Reste à savoir si ce changement est non discriminant (contagion pure) ou dû à des ressemblances concrètes entre les pays (contagion discriminante), au-delà des canaux de transmission commerciaux ou financiers. Dans les deux cas, il y a contagion car le processus de transmission change en période de crise, c'est-à-dire que les investisseurs changent leur comportement. La contagion est donc un facteur de propagation des crises, comme le sont le choc commun ou les interdépendances commerciales ou financières.

Cette opposition théorique entre interdépendance et contagion se retrouve dans l'évolution des travaux empiriques.

### **Les résultats contrastés des études empiriques**

Trois grandes méthodes empiriques ont été utilisées dans la littérature pour identifier la contagion financière asiatique. La première se base sur les probabilités conditionnelles de crise de change, la deuxième étudie les co-mouvements des flux de capitaux et des rendements, la troisième, enfin, cherche à identifier une augmentation des corrélations ou des volatilités des prix d'actifs.

Les articles du premier groupe sont consécutifs à l'éclatement de la crise thaïlandaise. Ils cherchent à déterminer l'évolution de la probabilité de crise, en intégrant de nombreuses variables macroéconomiques et, pour tenir compte des effets d'une crise ailleurs, de variables étrangères et commerciales pour le canal commercial (Glick et Rose, 1999)<sup>2</sup>. Ces études montrent que le canal commercial est significativement supérieur aux variables macroécono-

---

2. Cf. aussi Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) pour une étude, suite à la crise du SME en 1993, de la probabilité d'attaque sur la monnaie nationale en fonction de l'existence d'une attaque dans un autre pays.

miques pour expliquer les crises en Asie. Les travaux suivants introduisent des éléments de propagation financière à travers le canal du créancier commun. Ils montrent que ce canal permet d'expliquer davantage les crises en série que le canal commercial qui reste cependant significatif. Kaminsky et Reinhart (2000) calculent précisément la probabilité d'occurrence d'une crise sur un échantillon de pays émergents regroupés en cohortes selon leurs liens commerciaux (commerce bilatéral ou avec un tiers) et financiers (liens avec un créancier commun : les États-Unis pour les pays d'Amérique latine et le Japon pour les économies asiatiques). La probabilité de crise est maximale lorsque les pays sont regroupés en fonction du critère du créancier commun, ce qui valide ce canal pour la crise asiatique. L'importance de la construction d'une variable "créancier commun"<sup>3</sup> pour expliquer l'évolution de la probabilité de crise dans les pays asiatiques est confirmée par d'autres auteurs (Van Rijckeghem et Weder, 2001 ; Caramazza, Ricci et Salgado, 2000 & 2004). De tels travaux analysent cependant seulement les effets de report financiers ou commerciaux en raison d'interdépendances entre pays, mais négligent les phénomènes de contagion proprement dits.

La deuxième catégorie de travaux souhaite mettre plus généralement en évidence le phénomène de contagion financière et sa manifestation/visualisation. L'effet domino étant déclenché par les revirements généralisés de fonds financiers, prêts bancaires, actions..., les articles cherchent, par des tests de causalité (Nagayasu, 2000), des modélisations probit, des modèles incluant des chaînes de Markov (Cerra et Saxena, 2000), ou des matrices de corrélations (Baig et Goldfajn, 1999), à mesurer les chutes (ou hausses) plus ou moins simultanées des cours de change, des cours des titres et des taux d'intérêt dans plusieurs économies asiatiques ou les causalités entre les indices de marché ou les taux de change. Ces articles parviennent à montrer l'existence de mouvements simultanés entre les pays asiatiques au moment de la crise, mais n'expliquent pas les mécanismes sous-jacents à ces évolutions conjointes. Ils ne raisonnent pas non plus sur la nature discriminante ou pure de la contagion financière, pas plus qu'ils ne cherchent à la distinguer de simples relations d'interdépendances.

Ces deux premières catégories de travaux empiriques montrent en fait que les marchés sont financièrement intégrés, qu'il y a des effets de report, mais pas nécessairement qu'il y a eu contagion.

---

3. La variable Créancier commun est construite à partir des statistiques de la BRI sur les prêts bancaires internationaux. Les auteurs comparent la part des prêts du Créancier commun vers le pays *i* à la part vers tous les autres pays recensés, ou à l'inverse, l'importance du débiteur *i* pour le Créancier commun parmi tous les débiteurs. Créanciers et débiteurs sont des pays. Peu d'études traitent du Créancier commun en tant qu'investisseur institutionnel ayant des positions dans les pays émergents et dont le réaménagement de portefeuille, suite à une crise, transmettrait la crise de liquidité à d'autres pays. Parmi ces études, on peut citer Kaminsky et Reinhart (2000) qui considèrent la large diversification de certains *mutual funds* dans les pays émergents au 30 juin 1997, et surtout Broner et Gelos (2003) qui testent le comportement des *mutual funds* de janvier 1996 à décembre 2000 en Asie. Ces auteurs montrent que les fonds modifient leurs positions pour les pays dans lesquels ils sont surexposés lorsque leur performance est relativement inférieure à celle des autres fonds. Pour d'autres tests concernant les règles de gestions des fonds, cf. aussi Schinasi et Smith (2000) et pour un modèle théorique basé sur la conservation de la performance et de la réputation du fonds comme déclencheur des réaménagements, se référer à Calvo et Mendoza (2000).

Le troisième type de travaux, initié par Forbes et Rigobon (1999)<sup>4</sup>, se focalise sur la notion même de contagion qu'il importe de différencier de l'interdépendance des marchés ou des pays. Ces auteurs considèrent que l'interdépendance économique est un vecteur de transmission des chocs et que seuls des changements significatifs, qu'ils cherchent à mettre en évidence, pendant les périodes de crise, des coefficients de corrélation ou des volatilités entre actifs (taux d'intérêt, prix des actions, *spreads* de taux) de différents pays sont un signe de contagion. Ils ne cherchent pas pour autant à en déterminer les mécanismes sous-jacents.

La logique de ces articles est la suivante : un degré élevé de corrélation pendant les périodes de crise est seulement le signe que les marchés sont interdépendants. Seule une hausse significative des corrélations croisées après un choc dans un pays ou un groupe de pays peut s'interpréter comme de la contagion (Billio et Pelizzon, 2003 ; Baig et Goldfajn, 1999). Le mécanisme de propagation internationale des chocs doit donc être discontinu. Forbes et Rigobon ont montré en 2002 que les coefficients de corrélation sont cependant biaisés car les rendements de marché sont hétéroscédastiques, l'augmentation de la volatilité faussant les estimations. Il importe donc, pour ces auteurs, d'ajuster les coefficients de corrélation pour tenir compte de ce biais, ce qui, dans leur étude, remet en cause les effets dits de contagion mis en évidence par les études précédentes. Ces auteurs ne trouvent pas de preuve empirique de contagion, ni pendant la crise boursière aux États-Unis en 1987, ni pendant la crise du peso mexicain en 1994, pas plus que pendant la crise asiatique de 1997 (Forbes et Rigobon, 2002 ; Rigobon, 2001), alors qu'ils avaient pu en trouver en utilisant des coefficients de corrélation non ajustés. Leurs résultats indiquent que les marchés évoluent très étroitement, mais il n'apparaît pas de changement significatif des corrélations, donc de phénomène de contagion. En fait, ces articles ne conçoivent que la notion de contagion pure (ou *shift contagion*) ou contagion non discriminante.

Ces travaux présentent en outre un certain nombre de limites techniques. Tout d'abord, une augmentation des corrélations entre marchés d'actifs nationaux peut refléter des liens concrets entre les pays, dus aux relations commerciales ou financières (canaux de transmission). Il est également possible qu'un facteur commun (changement de la politique monétaire américaine, choc pétrolier, etc.) influence les corrélations. Il n'y a pas pour autant contagion d'un pays à l'autre. Les tests de corrélation ne sont donc interprétables en termes de contagion que si les fondamentaux des pays et les facteurs communs sont supposés constants. Corsetti, Pericoli et Sbracia (2002) montrent en outre que les résultats des tests de corrélation sont fortement biaisés par le caractère endogène des variables. Billio et Pelizzon (2003) montrent quant à eux que les résultats sont affectés par la période d'estimation (et notamment par le choix de la période de crise par rapport à la période "normale"), par l'instabilité des paramètres et par l'existence de variables omises. Baur (2003) apporte les mêmes critiques, en raison du caractère potentiellement contagieux de la volatilité elle-même et de l'instabilité des corrélations dans le temps. Au total, l'ensemble des résultats obtenus par ces différents auteurs apparaît biaisé, ces résultats étant donc difficilement interprétables

---

4. NBER, paru en 1999, puis publié en 2002 dans le *Journal of Finance*.



en termes de contagion. Une augmentation élevée de la corrélation ne peut en soi être interprétée comme une preuve de contagion, en raison des changements des fondamentaux et de l'environnement international. Aucune de ces études ne précise par ailleurs les éventuels facteurs de transmission des crises.

Les études empiriques du premier groupe se concentrent pour la plupart sur un ou deux canaux de transmission (canal commercial, canal du créancier commun) mais négligent généralement la contagion pure. À l'inverse, les études du dernier groupe se focalisent sur la distinction contagion/interdépendance, sans en préciser les mécanismes. Or, ce qui nous paraît justement intéressant est d'évaluer l'importance relative de ces différents facteurs de propagation des chocs. Pour cela, nous nous plaçons du côté des investisseurs dont nous cherchons à étudier le comportement à travers l'évolution des primes de risque.

## ■ VARIABLES EXPLICATIVES DE LA CONTAGION, MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS

### La variable de contagion : les primes de risque

Notre définition de la contagion étant celle d'un changement généralisé de la perception du risque dans les pays émergents, nous nous plaçons du point de vue des investisseurs et banquiers nationaux ou étrangers qui retirent leurs fonds, plutôt que du côté du pays en crise (à travers les indices de crise IND ou les probabilités de crise)<sup>5</sup>. Hormis les mouvements de capitaux ou de prêts bancaires internationaux, les primes de risque reflètent ce changement de perception des acteurs financiers sur les pays.

Les rendements exigés par les investisseurs permettent d'apprécier le niveau du risque tel qu'il est évalué par le marché. Dans le cas des emprunts obligataires, le risque peut être approché par la mesure de la qualité du crédit de l'émetteur, c'est-à-dire par le *spread* de taux entre emprunts du pays et (généralement) titres américains de référence. Les *spreads* sont le supplément de rémunération par rapport au taux sans risque américain que les investisseurs exigent pour détenir des titres émis par les pays émergents. Si les fondamentaux du pays se dégradent ou sont perçus comme tels, la perception du risque augmente, et les *spreads* s'ajustent à la hausse. De plus, si, suite à une crise dans le pays 0, les *spreads* relatifs à différents pays augmentent, toutes choses étant égales par ailleurs dans ces pays, une inquiétude généralisée apparaît, qui exprime la contagion financière.

Nous utilisons, dans nos estimations empiriques, l'indice J.P. Morgan. Selon les pays, en fonction de la disponibilité des données, il s'agit de l'indice EMBI (Emerging Markets Bond Index) qui évalue le rendement des instruments de dette émis en devises sur les marchés émergents, ou de l'indice ELMI (Emerging Local Markets Index)<sup>6</sup>. Ce dernier totalise le rendement des

5. Cf. Cartapanis, Dropsy et Mametz, 2002 ; Alhuwalia, 2000 ; Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Van Rijckeghem et Weder, 2001 ; Caramazza, Ricci et Salgado, 2000 & 2004 ; Cerra et Saxena, 2000.

6. Plus précisément, il s'agit de l'indice ELMI pour la Thaïlande, l'Indonésie, et de l'indice EMBI pour la Russie, le Brésil, la Corée. Nous disposons également de l'indice EMBI pour la Thaïlande, mais sur une période plus courte (à partir de juillet 1997), ce qui nous a permis de systématiquement vérifier l'équivalence de nos résultats, quel que soit l'indice utilisé. Les données sont tirées de Datastream.

instruments émis en monnaie locale. L'indice EMBI, qui est l'indicateur le plus suivi par les marchés, tout comme l'indice ELMI, reflètent la prime de risque exigée par les opérateurs pour prêter à un pays susceptible de ne pas rembourser sa dette (GRAPHIQUE 1).

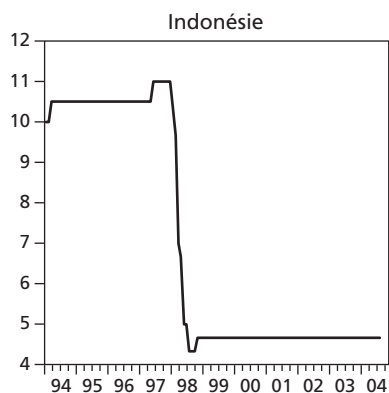
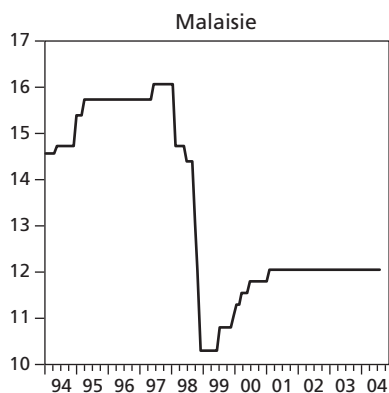
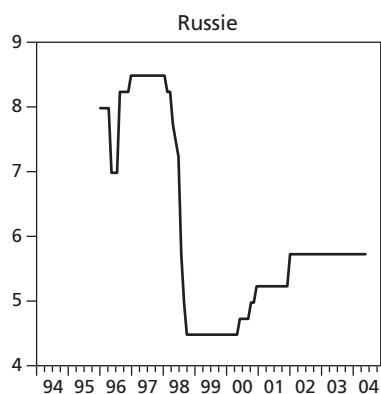
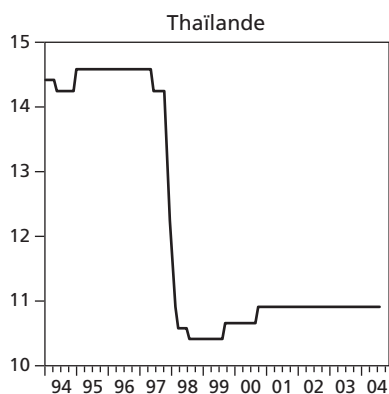
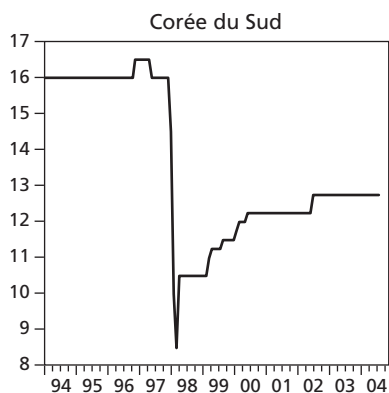
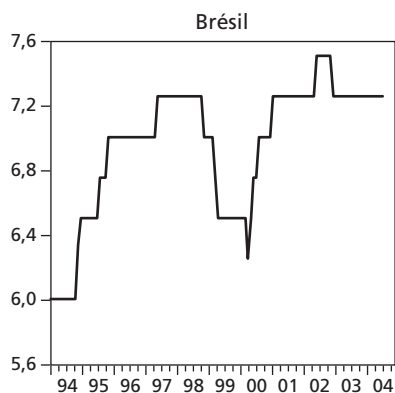
Ainsi, il reste à savoir ce qui détermine l'évolution des *spreads* avant et après la crise thaïlandaise pour juger la contagion asiatique. Afin de mettre en évidence les différents facteurs de propagation des crises, nous ne travaillons pas sur les corrélations entre les *spreads*, mais sur les déterminants des *spreads* individuels, ou plutôt sur les variations des *spreads*. En effet, ce qui compte pour exprimer la défiance, ce n'est pas le niveau des *spreads*, mais leur variation sur une période donnée (Laurent, 1998). Nous cherchons à évaluer si la hausse des primes de risque constatée dans de nombreux pays émergents suite à la crise thaïlandaise de juillet 1997 est due à des facteurs propres à chaque pays, à des chocs extérieurs communs qui touchent simultanément différents pays, ou si elle reflète simplement un changement de comportement de la part des investisseurs (assimilable à un mouvement de défiance généralisée). Dans ce dernier cas seulement, le phénomène de contagion sera avéré.

### **La variable explicative de la contagion : les *ratings* comme indicateur des fondamentaux**

Nous cherchons à déterminer dans un premier temps si l'évolution des *spreads* peut être expliquée par des facteurs propres au pays concerné. Nous approximations ces derniers par la note souveraine ou le *rating* d'agence des pays. Trois raisons justifient ce choix. Tout d'abord, il s'avère que les investisseurs, dont nous souhaitons étudier le comportement à l'égard du risque Pays émergent, suivent de près le risque pays, et plus directement le *rating* d'agences, pour décider un placement. Emirian et Laurent (2003) ainsi que la BRI (2004, p. 41), montrent ainsi clairement que l'amélioration du *rating* est un facteur *pull* des flux de capitaux vers les pays émergents. Par ailleurs, de nombreuses études (Eichengreen et Mody, 1998 ; Cantor et Parker, 1996 ; Kamin et von Kleist, 1999 ; FMI, 1999 ; Reisen et von Maltzan, 1999) montrent que le *rating* est un bon indicateur synthétique de l'état des fondamentaux des pays émergents et une variable explicative significative du *spread* souverain. Pour le calculer, les agences intègrent en effet de nombreuses variables<sup>7</sup> : des mesures du risque politique et du risque économique (niveau de revenu, croissance économique, politique budgétaire, inflation, équilibre de la balance des paiements, dette extérieure, liquidité). Ces auteurs montrent que l'évolution des *ratings* est très proche de celle des fondamentaux des pays concernés (revenu par tête d'un pays, taux d'inflation, croissance du ratio dette extérieure sur exportations, défaut de paiement, niveau de développement économique, solde budgétaire, solde extérieur, crédit bancaire en pourcentage du PIB, taux d'investissement, taux d'épargne, IDE, service de la dette, ratios dettes court terme/réserves de change, monnaie/réserves de change). Dans l'étude de Cantor et Parker (1996), aucune de ces variables macroéconomiques n'est cependant significative quand les *ratings* de crédit sont également

7. Ni la nature précise des indicateurs inclus dans le calcul des *ratings*, ni les formules de calculs, ne sont publiées. Seuls les domaines sont connus. Nous reprenons ici le contenu des *ratings* selon une étude du FMI (1999) sur Standard & Poor's.

**Graphique 2 - Notation pays (moyenne des agences de notations, notes transposées sur 20)**



Sources : Bradynet et BNP Paribas.

inclus dans l'estimation des *spreads* (pour 49 pays en 1995). Kamin et von Kleist (1999) montrent de même que les notations d'agence mesurent mieux le risque que les fondamentaux pris séparément<sup>8</sup>. Enfin, l'utilisation d'un tel indicateur synthétique permet d'éviter d'introduire dans le modèle économétrique un nombre trop élevé de variables explicatives, ce qui résout les problèmes de disponibilité des données et de colinéarité entre variables qui biaisent les résultats des tests.

Nous avons construit une variable *rating* qui est la moyenne des notes (transformées de 0 à 20) de quatre agences : Moody's, Standard & Poor's, Fitch IBCA et Thomson<sup>9</sup> (GRAPHIQUE 2). Nous suivons en cela Reisen et von Maltzan (1999) pour qui l'agrégation des notes a plus d'impact sur les *spreads* que chaque note séparée. Dans le cas de la Thaïlande, nous avons vérifié le pouvoir explicatif du *rating* et sa capacité à appréhender convenablement les fondamentaux du pays (tests non reproduits ici). Le taux de croissance de la dette en devises, des réserves de change, de M2, le taux de variation du compte courant, le niveau des taux d'intérêt sont bien des variables explicatives significatives de l'évolution du *rating* thaïlandais, tandis que le taux de croissance de la production ou le déficit public ne sont pas apparus significatifs. Autre précision importante, la prime de risque n'est pas elle-même un facteur explicatif significatif du *rating*. Même si les *ratings* sont parfois critiqués pour ne pas être un bon indicateur de la situation économique d'un pays et pour être caractérisés par une certaine inertie (Ricoeur-Nicolaï, 1999), nous n'avons pas réussi à mettre en évidence, dans les études empiriques qui suivent, d'autres fondamentaux que ceux déjà compris dans le *rating*, permettant d'expliquer significativement l'évolution des primes de risque. Cela confirmerait le fait que "les marchés suivent de près l'avis des agences" (Emirian et Laurent, 2003).

Il reste maintenant à mettre en valeur les différents facteurs de propagation des crises.

### Méthodologie : facteurs communs des crises *versus* facteurs spécifiques

Les *spreads* de taux évoluent souvent de concert entre pays émergents (GRAPHIQUE 1), suggérant l'existence de facteurs communs. Ainsi, la variation des primes de risque aurait une composante propre au pays concerné et une composante commune à un ensemble de pays (TABLEAU 1). La composante propre au pays, on l'a vu, est liée à l'évolution de ses fondamentaux que nous appréhendons par l'intermédiaire du *rating* pays. Quant à la composante commune des variations de *spread*, elle peut s'expliquer par l'existence d'un choc commun exogène aux pays concernés ou par un phénomène de contagion financière. En cela, nous suivons la logique de Eichengreen et Mody (1998) qui trouvent, à partir de 1 000 émissions d'obligations dans des pays en développement sur la période 1991-1996, que les variations des fondamentaux n'expliquent qu'une partie de la forte baisse du *spread* sur la période précédant la crise asiatique<sup>10</sup>. Ils assimilent cette variation non expliquée à un changement du

8. Dans nos tests ultérieurs, nous avons vérifié ces trois dernières remarques.

9. Nous remercions Nhu-Nguyen Ngo de BNP Paribas pour nous avoir fourni les *ratings* Moody's.

10. Ils rejoignent en cela Sy (2001) qui montre que les *spreads* souverains étaient excessivement bas dans la plupart des marchés émergents avant la crise asiatique et excessivement élevés après, en comparaison des *ratings* de crédit. Il y a eu sous-évaluation du risque sur la base des fondamentaux avant la crise, puis changement de perception avec la crise.

comportement du marché dans le temps (*shift in pricing behaviour*), qui peut traduire un phénomène de contagion financière, euphorique ici, dans un contexte stimulant de libéralisation financière.

Quant au choc commun pouvant permettre d'expliquer les évolutions concertées des *spreads*, il est généralement identifié à un changement économique important dans les pays industrialisés (durcissement de la politique monétaire américaine, ralentissement de la croissance économique...).

Selon notre définition, la contagion financière traduit une modification de la perception du risque par les investisseurs. Elle peut être pure (modification généralisée de l'aversion pour le risque, toutes choses étant égales par ailleurs) ou discriminante (touchant des pays présentant des similarités économiques). Nous considérons qu'il y a contagion discriminante quand les fondamentaux d'un pays 0 touché par la crise expliquent la modification de la prime de risque dans un pays 1. En revanche, elle est non discriminante (ou pure) quand la partie de la variation de la prime de risque du pays 0 qui n'est expliquée, ni par les fondamentaux, ni par un choc commun, (ce qui correspond au résidu de l'équation du pays 0), permet d'expliquer une partie de la variation de la prime de risque dans un autre pays (pays 1) (TABLEAU 1).

Disposant des niveaux de *spreads* et des *ratings* pays, on peut dégager la relation qui existe entre la vision du marché et celle, plus fondamentale, des organismes de notation (Emirian et Laurent, 2003). On peut donc supposer, sous réserve que les notations sont un bon *proxy* des fondamentaux du pays concerné<sup>11</sup>, que toute variation des primes de risques en excès

**Tableau 1 - Les déterminants de la variation de la prime de risque**

Variation de la prime de risque du pays 1 =	Composante commune à l'ensemble des pays émergents		+ Composante propre au pays 1 (fondamentaux)	
	Choc commun exogène	Contagion financière (modification de l'aversion au risque)		
		Pure	Discriminante (similarités économiques)	
$\Delta$ ( <i>spread</i> pays 1)	$\Delta$ (taux d'intérêt US) Taux de croissance pays de l'OCDE $\Delta$ (cours du pétrole) $\Delta$ (taux de change), etc.	$\Delta$ ( <i>spread</i> pays 0) non expliquée par la note du pays 0 ni par le choc commun exogène	$\Delta$ (note du pays 0)	$\Delta$ (note du pays 1)

11. Ou du moins que les agents financiers les considèrent comme tels.

des variations de la notation, peut traduire des phénomènes de contagion. Il s'agit d'une hypothèse forte. Nous avons cependant estimé que les *ratings* d'agence étaient de bons indicateurs des fondamentaux standards suivis par les marchés financiers. Cela ne signifie pas pour autant que ce sont de bons indicateurs de crise, pas plus que les fondamentaux ne l'ont été dans le cadre de la crise asiatique. Le déclenchement de la crise provient d'un basculement d'opinion qui n'est pas rationnellement explicable en termes déterministes (Cartapanis, 2004). C'est la "psychologie grégaire" qui provoque ou non la crise. Cela explique le faible  $R^2$  des équations de détermination des crises dans la majorité des études empiriques : les déterminants de la perte brutale de confiance des marchés sont encore aujourd'hui opaques. Le but de notre étude n'est donc pas, dans ce contexte, d'expliquer la crise, mais plus modestement de voir s'il est possible de mettre en évidence des effets de propagation et de contagion des crises, en partant de la crise en Thaïlande.

### Résultats : la présence d'un phénomène de contagion pure dans toutes les crises

La première étape consiste à estimer la variation de la prime de risque en Thaïlande en fonction des fondamentaux thaïlandais et du facteur exogène commun. Nous en extrayons les résidus<sup>12</sup>. L'étape suivante consiste à estimer la variation du *spread* dans d'autres pays émergents en fonction du même choc commun, de leurs fondamentaux (*rating* du pays concerné), du *rating* de la Thaïlande (contagion discriminante) et des résidus thaïlandais (contagion pure). Nous avons effectué des tests de stationnarité (non reproduits ici) afin de ne travailler que sur des variables stationnaires (que ce soit pour les tests de causalité ou pour les estimations). Toutes les variables présentes dans les estimations, hormis les résidus, sont en log et en différences. Les données sont mensuelles et sont issues de Datastream, à l'exception des *ratings* qui proviennent de BradyNet. Nous avons systématiquement vérifié le caractère exogène des variables explicatives, ainsi que leur non colinéarité. Les résultats sont les suivants (TABLEAU 2).

La prime de risque thaïlandaise augmente quand le *rating* thaïlandais se dégrade et quand le dollar s'apprécie<sup>13</sup>. Les autres facteurs "communs" (taux d'intérêt américain, taux de croissance des pays de l'OCDE...) susceptibles d'expliquer une variation des primes de risque ne sont pas apparus significatifs. Cette non significativité du "facteur commun" est vérifiée dans toutes les études empiriques. Le taux d'intérêt des pays industrialisés est ainsi non déterminant des variations de *spreads* dans Kamin et von Kleist (1999) ou dans Eichengreen et Mody (1998). La prime de liquidité sur obligations américaines n'est également pas significative pour expliquer les crises asiatique, russe et brésilienne (mesurées par les variations des *spreads* de taux ou des cours d'actions) dans l'article de Hernandez et Valdez (2001). Cerra et Saxena (2000) aboutissent au même résultat en cherchant à expliquer la crise en Indonésie par les taux d'intérêt américains et japonais et par le taux de change dollar/yen. Cela rejoint

12. L'utilisation du résidu comme indicateur du comportement du marché, une fois contrôlées les autres variables explicatives (choc commun et canal commercial dans leur étude), se retrouve dans Cartapanis et al. (2002). Ce résidu est assimilé ici à de la contagion pure quand il affecte le *spread* des autres pays.

13. Les résultats sont systématiquement moins bons avec le taux de change dollar/yen.

**Tableau 2 - Estimation de la variation de la prime de risque en Thaïlande**

Thaïlande; 1994 : 02 2004 : 02; 121 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,000873	0,000318	- 2,744728	0,0070
Rating Thaïlande	- 0,107270	0,023993	- 4,470827	0,0000
Taux de change \$/euro	0,033039	0,012006	2,751937	0,0069
Dummy	0,029147	0,003520	8,280186	0,0000
$R^2$	0,474392	Moyenne variable dépendante		- 0,000417
$R^2$ ajusté	0,460915	Écart-type var. dépendante		0,004673
Écart-type résiduel	0,003431	Critère de Akaike		- 8,479250
Somme des carrés des résidus	0,001378	Critère de Schwarz		- 8,386827
Maximum de vraisemblance	516,9946	Statistique de Fisher		35,19980
Statistique de Durbin-Watson	1,815564	Probabilité (statistique Fisher)		0,00000

entin les résultats de Cartapanis, Dropsy et Mametz (2002). Aussi bien dans leurs estimations de panel que dans leurs tests de prévision de la crise asiatique, le taux de croissance américain, le taux de croissance japonais, pas plus que le *libor* (sauf dans un cas) n'apparaissent significatifs. Dans notre étude, l'introduction d'une *dummy* variable correspondant au choc de juillet 1997, que nous supposons exogène, permet d'améliorer le  $R^2$  de l'équation thaïlandaise (qui passe de 0,26 à 0,47), mais ne change pas les résultats (coefficients et significativité des variables) dans les équations suivantes<sup>14</sup>. Nous avons cherché à prendre en compte d'autres variables explicatives, telles que les termes de l'échange, la croissance des exportations, le rapport M2/réserves, la variation du crédit domestique, de la dette extérieure en devises, des réserves de change, le déficit courant sur PIB, le déficit budgétaire, le taux de croissance de la production, etc. Parmi toutes ces variables, seule la variation des réserves de change est apparue significative, mais plus avec l'introduction d'une *dummy* variable. Elle est en outre déjà prise en compte dans le *rating* du pays. C'est cette dernière équation, avec *dummy* permettant de prendre en compte le caractère exogène du choc ayant touché la Thaïlande en août 1997, que nous avons finalement retenue et choisi de présenter ici.

Le résidu extrait de l'équation thaïlandaise ci-dessus (TABLEAU 2) est introduit comme variable explicative dans les équations suivantes, et notamment celle de l'Indonésie, premier pays touché par la crise après la Thaïlande (TABLEAU 3).

14. Le  $R^2$  peut paraître faible, mais il est conforme aux résultats des différentes études empiriques sur le sujet dans lesquelles il s'établit entre 0,2 et 0,4.

Tableau 3 - Estimation de la variation de la prime de risque en Indonésie

Indonésie ; 1994 : 02 2004 : 02 ; 121 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	– 0,000782	0,000491	– 1,592622	0,1140
Rating Thaïlande	– 0,153873	0,038186	– 4,029562	0,0001
Rating Indonésie	– 0,036670	0,011579	– 3,167069	0,0020
Résidu Thaïlande	0,874483	0,120303	7,269016	0,0000
Taux de change \$/euro	0,050384	0,018125	2,779712	0,0063
R <sup>2</sup>	0,437807	Moyenne variable dépendante		– 0,000245
R <sup>2</sup> ajusté	0,418421	Écart-type var. dépendante		0,006936
Écart-type résiduel	0,005289	Critère de Akaike		– 7,605818
Somme des carrés des résidus	0,003245	Critère de Schwarz		– 7,490290
Maximum de vraisemblance	465,1520	Statistique de Fisher		22,58371
Statistique de Durbin-Watson	2,133844	Probabilité (statistique Fisher)		0,000000

L'estimation précédente indique que la prime de risque indonésienne augmente quand le rating indonésien se dégrade, quand le *rating* thaïlandais se dégrade et quand le dollar s'apprécie. Le résidu de l'équation thaïlandaise est significatif. Cela signifierait qu'au-delà des facteurs propres au pays considéré (*rating* de l'Indonésie), de la contagion discriminante (*rating* thaïlandais), existeraient des éléments de contagion pure (résidu thaïlandais )<sup>15</sup>. Ces résultats se confirment si l'on effectue la même estimation en distinguant deux sous-périodes : la période avant crise et la période après crise (TABLEAU 4).

Avant la crise, seul le *rating* indonésien est significatif dans l'explication du *spread* indonésien (avec un signe positif ce qui pourrait être lié à la période d'euphorie qui a touché les pays émergents d'Asie du Sud-Est entre 1994 et 1997)<sup>16</sup>. Les variables thaïlandaises ne deviennent significatives qu'au moment de la crise, ce qui paraît être un évident facteur de contagion.

Ce résultat confirme les travaux de Kleimeier et Sander (2003) qui effectuent des tests de causalité et de co-intégration sur les *spreads* de titres souverains. Ces auteurs montrent que, dans les périodes "calmes", le risque pays individuel joue un rôle déterminant dans les *spreads* de risque, aucune relation de causalité ni relation de co-intégration ne pouvant être mise en évidence. La crise fait émerger des liens entre les marchés (de nombreuses relations de causalité ou de co-intégration apparaissent), liens qui s'avèrent être purement contingents à la crise. La crise provoque une perception plus uniforme du risque régional. Il y a contagion pure sur la base "d'externalités de réputation" selon les auteurs.

15. Cartapanis *et al.* (2002) trouvent également un effet de contagion pure significatif dans une régression en données de panel regroupant six pays asiatiques (Inde, Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Philippines et Thaïlande).  
16. Cf. par exemple Eichengreen et Mody (1998). Les résultats avant la crise sont cependant difficilement interprétables, compte tenu du petit nombre d'observations.



**Tableau 4 - Estimation de la variation de la prime de risque en Indonésie, avant et après la crise thaïlandaise**

Indonésie; 1994 : 02 1997 : 07; 42 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,001012	0,000125	- 8,126551	0,0000
<i>Rating</i> Thaïlande	0,027943	0,027981	0,998607	0,3245
<i>Rating</i> Indonésie	0,027913	0,013130	2,125816	0,0403
Résidu Thaïlande	0,015283	0,060968	0,250670	0,8035
Taux de change \$/euro	- 0,000546	0,006127	- 0,089183	0,9294
$R^2$	0,111911	Moyenne variable dépendante		- 0,000964
$R^2$ ajusté	0,015901	Écart-type var. dépendante		0,000770
Écart-type résiduel	0,000764	Critère de Akaike		- 11,40378
Somme des carrés des résidus	2,16E-05	Critère de Schwarz		- 11,19692
Maximum de vraisemblance	244,4794	Statistique de Fisher		1,165619
Statistique de Durbin-Watson	1,831866	Probabilité (statistique Fisher)		0,341692

Indonésie; 1997 : 08 2004 : 02; 79 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,000982	0,000753	- 1,304564	0,1961
<i>Rating</i> Thaïlande	- 0,153235	0,048296	- 3,172829	0,0022
<i>Rating</i> Indonésie	- 0,039064	0,014484	- 2,696968	0,0087
Résidu Thaïlande	0,952707	0,155888	6,111474	0,0000
Taux de change \$/euro	0,053909	0,025421	2,120681	0,0373
$R^2$	0,462069	Moyenne variable dépendante		0,000137
$R^2$ ajusté	0,432992	Écart-type var. dépendante		0,008560
Écart-type résiduel	0,006445	Critère de Akaike		- 7,189675
Somme des carrés des résidus	0,003074	Critère de Schwarz		- 7,039710
Maximum de vraisemblance	288,9922	Statistique de Fisher		15,89104
Statistique de Durbin-Watson	2,057034	Probabilité (statistique Fisher)		0,000000

Le pays étudié maintenant est la Corée du Sud (TABLEAU 5). Alors que la Thaïlande a été touchée en juillet 1997 et l'Indonésie en août, c'est en décembre de la même année que le FMI approuve un montage de soutien de 57 milliards de dollars en faveur de la Corée du Sud (le 4 décembre) et que le won flotte (le 6). Ce pays nous permet d'obtenir un autre résultat intéressant. Alors que le *rating* thaïlandais n'est plus significatif dans l'équation coréenne (non reproduit ici), le *rating* indonésien l'est, ce qui signifie qu'il y aurait bien une séquentialité des crises. La crise dans un pays donné est directement liée au pays précédemment touché, mais pas (ou moins) aux crises plus anciennes. En revanche, le résidu indonésien n'est pas significatif. La contagion a bien eu un caractère discriminant en Asie, même si le changement de perception du risque par les investisseurs reste lié à la crise originelle en Thaïlande (résidu thaïlandais). On constate également que les facteurs communs (taux de change \$/euro) ne jouent plus.

**Tableau 5 - Estimation de la variation de la prime de risque en Corée du Sud**

Corée; 1994 : 02 2004 : 02; 121 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,001328	0,000339	- 3,918641	0,0002
Rating Indonésie	- 0,019361	0,008217	- 2,356151	0,0201
Rating Corée	- 0,030455	0,008157	- 3,733643	0,0003
Résidu Thaïlande	0,313727	0,099413	3,155799	0,0020
Taux de change \$/euro	0,013408	0,012554	1,068012	0,2877
$R^2$	0,246582	Moyenne variable dépendante		- 0,001161
$R^2$ ajusté	0,220602	Écart-type var. dépendante		0,004176
Écart-type résiduel	0,003687	Critère de Akaike		- 8,327674
Somme des carrés des résidus	0,001577	Critère de Schwarz		- 8,212146
Maximum de vraisemblance	508,8243	Statistique de Fisher		9,491234
Statistique de Durbin-Watson	2,101906	Probabilité (statistique Fisher)		0,000001

La crise financière qui frappe la Russie en août 1998 va provoquer, quant à elle, de nouveaux phénomènes de contagion et mettre fin au caractère régional de la crise asiatique (TABLEAU 6).

La crise est provoquée par les fondamentaux russes (caractère très significatif du *rating* russe)<sup>17</sup>, même si le changement de comportement des investisseurs depuis la crise thaïlandaise est également un élément notable (résidu thaïlandais). En revanche, la contagion discriminante, présente dans la crise asiatique, ne semble plus exister ici. Le *rating* d'aucun pays

**Tableau 6 - Estimation de la variation de la prime de risque en Russie**

Russie; 1996 : 04 2004 : 02; 95 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,004426	0,001531	- 2,891032	0,0048
Rating Thaïlande	- 0,107711	0,103786	- 1,037814	0,3021
Rating Russie	- 0,194269	0,038679	- 5,022549	0,0000
Résidu Thaïlande	0,718127	0,334179	2,148930	0,0343
Taux de change \$/euro	0,070139	0,055836	1,256158	0,2123
$R^2$	0,239866	Moyenne variable dépendante		- 0,003498
$R^2$ ajusté	0,206083	Écart-type var. dépendante		0,016312
Écart-type résiduel	0,014535	Critère de Akaike		- 5,573369
Somme des carrés des résidus	0,019013	Critère de Schwarz		- 5,438955
Maximum de vraisemblance	269,7350	Statistique de Fisher		7,100061
Statistique de Durbin-Watson	1,964332	Probabilité (statistique Fisher)		0,000051

17. Nous avons également introduit d'autres variables explicatives, telles que le déficit budgétaire, les réserves de change ou le taux d'intérêt domestique, qui ne sont pas apparues significatives. Le taux de change effectif est significatif, mais il est également un élément explicatif du *rating* russe. Nous ne l'avons donc pas pris en compte pour éviter des problèmes de colinéarité.

asiatique n'apparaît significatif comme facteur explicatif des primes de risque russes. De même, le taux de change euro/dollar n'est plus significatif, comme cela sera le cas pour les crises ultérieures. La crise ne peut plus s'expliquer par un choc commun, mais seulement par des facteurs propres (*rating* russe) et des effets de contagion (résidu thaïlandais). Dans le cas russe, la dégradation des fondamentaux nationaux reste un élément déterminant de la crise, dans un contexte de changement de comportement des investisseurs qui deviennent plus sensibles au risque depuis la crise thaïlandaise. On retrouve la même importance de la séquentialité des crises dans le cas brésilien (TABLEAU 7).

**Tableau 7 - Estimation de la variation de la prime de risque au Brésil**

Brésil ; 1996 : 04 2004 : 02 ; 95 observations

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
C	- 0,010470	0,003219	- 3,253078	0,0016
<i>Rating</i> Russie	- 0,060853	0,035373	- 1,720337	0,0889
<i>Rating</i> Brésil	- 0,047559	0,113801	- 0,417915	0,6770
Résidu Thaïlande	0,411265	0,388327	1,059070	0,2925
Résidu Russie	0,565625	0,101572	5,568686	0,0000
Taux de change \$/euro	0,005024	0,002269	2,214403	0,0294
$R^2$	0,377462	Moyenne variable dépendante		- 0,003775
$R^2$ ajusté	0,341684	Écart-type var. dépendante		0,016490
Écart-type résiduel	0,013380	Critère de Akaike		- 5,727842
Somme des carrés des résidus	0,015574	Critère de Schwarz		- 5,564448
Maximum de vraisemblance	272,3446	Statistique de Fisher		10,55012
Statistique de Durbin-Watson	1,680927	Probabilité (statistique Fisher)		0,000000

Alors que les fondamentaux asiatiques ne sont plus significatifs (le *rating* thaïlandais, non repris ici, n'est pas significatif, pas plus que ne l'est le résidu thaïlandais), la crise russe apparaît être un élément de rupture déterminant. Non seulement le *rating* russe est (faiblement) significatif, mais également le résidu de l'équation russe. Cela signifie que la crise russe provoque une nouvelle vague de contagion et que cette contagion prend un caractère mondial, et non plus seulement régional comme dans le cas de la crise asiatique. La crise russe, tout comme la crise thaïlandaise l'année précédente, provoque un changement de comportement des investisseurs (*shift contagion*) vis-à-vis d'autres pays émergents. Les investisseurs réévaluent leur perception du risque. Le *rating* russe étant significatif, on peut penser que la contagion a eu, au moins en partie, un caractère discriminant. La non significativité du *rating* brésilien confirme la faible dégradation préalable des fondamentaux et le caractère auto-réalisateur de la crise, dans un climat d'affaire modifié par la crise russe.

Kleimeier et Sander (2003) trouvent un résultat similaire. La crise russe provoque de nouvelles relations de causalité entre les pays d'Asie et d'Amérique latine, provoquant une réévaluation importante du risque sur les marchés internationaux. La crise russe a un impact sur

l'ensemble des marchés émergents, la contagion perd son caractère régional. Là encore, ce changement de comportement sur les marchés financiers supporte la thèse de la contagion pure.

Notre travail, au-delà de la grande cohérence des résultats obtenus<sup>18</sup>, présente deux grandes limites. La première est que nous identifions le résidu – c'est-à-dire la partie de la variation des primes de risque ni expliquée par la note pays, ni par un choc réel ou financier commun – à de la contagion pure. Cela suppose d'une part que les fondamentaux suivis par les marchés financiers dans l'appréciation des primes de risque sont bien approximatés par les notations d'agence. Cela suppose, d'autre part, que les chocs communs sont également bien appréhendés dans l'analyse, ce qui est peu probable. Notamment, un facteur commun à l'évolution des primes de risque réside dans l'ouverture financière croissante, commune à l'ensemble des marchés émergents. Cette ouverture est un facteur d'efficacité et de liquidité des marchés et un facteur commun de diminution des primes de risques. Reste à savoir comment le prendre en compte dans les études empiriques ultérieures.

Ainsi, si nous supposons que l'ensemble des facteurs propres au pays étudié et des facteurs (chocs) communs n'est pas entièrement pris en compte dans nos estimations, ce qui est probable mais impossible à mesurer, associer le résidu de l'équation à de la contagion pure peut dès lors paraître abusif. Dans ce cadre, le caractère significatif du résidu thaïlandais ou russe comme déterminant du *spread* d'autres pays émergents est seulement le signe qu'il existe d'évidents facteurs d'interdépendances entre ces pays, que l'on ne peut plus désormais assimiler à la seule contagion.

La seconde limite tient à l'utilisation des *ratings* du premier pays touché par la crise comme facteur explicatif des crises dans les autres pays émergents. Il apparaît en effet que les *ratings* eux-mêmes ne sont pas indépendants les uns des autres. Les tests de causalité que nous avons effectués montrent que le *rating* thaïlandais "cause" au sens de Granger les *ratings* indonésien, malaisien et coréen et qu'à leur tour, les *ratings* asiatiques causent le *rating* russe (les causalités inverses ne sont pas significatives). Le *rating* russe cause ensuite le *rating* brésilien. Cela signifie que les agences de notation elles-mêmes ont révisé leurs évaluations dans les pays économiquement proches des pays touchés par une crise financière. Les phénomènes de contagion qui touchent la partie "prime de risque" des investisseurs concernent également l'évaluation des fondamentaux. La crise a remis en cause la perception des investisseurs, mais également celle des agences de notation. Il restera aux travaux ultérieurs à mieux appréhender ces limites.

## ■ CONCLUSION

Dans cet article, nous cherchons à préciser l'importance relative des différents canaux de transmission des chocs, en dissociant ce qui relève des chocs communs, des interdépendances et de la contagion proprement dite, cette contagion pouvant être pure ou discrimi-

---

18. Cf. l'analyse de la propagation de la crise dans les pays émergents de la BRI (1999).

nante. Nous supposons qu'il y a contagion quand les conséquences extérieures d'un choc sont supérieures à ce que laissait prévoir l'état des fondamentaux. Cela est dû au changement de comportement des investisseurs au moment de la crise et à leur nouvelle perception du risque Pays émergent. Ce changement peut notamment se traduire par une aversion généralisée pour le risque. Les primes de risque mesurent justement cette aversion généralisée quand elles varient en excès des fondamentaux. Nous les retenons comme variable de contagion.

Cette définition de la contagion qui apparaît dans une littérature récente permet de repositionner les facteurs de contagion communément admis dans la littérature juste consécutive à la crise asiatique. En fait, le choc commun de Masson est un facteur de déclenchement extérieur de crises financières *simultanées*, sans qu'il y ait de premier pays touché, ni de transmission du choc entre les pays émergents frappés. Les canaux commerciaux ou financiers sont des vecteurs "normaux" de propagation des chocs, présents avant les crises, qui traduisent les effets de report des agents financiers sur d'autres économies après la crise dans le pays 0. Par conséquent, ce sont la contagion pure, et sa contrepartie, la contagion discriminante qui mesurent l'aversion généralisée pour le risque : après la crise dans le pays 0, si les pays frappés le sont sans distinction, la contagion est pure ; si les pays frappés possèdent des similarités économiques avec le pays 0, la contagion est alors discriminante. Nos régressions linéaires cherchent à préciser l'importance relative de ces différents facteurs de transmission des chocs.

Les résultats des tests montrent que les variables étrangères qui mesurent le choc commun ne peuvent suffire à expliquer les crises en série dans les pays émergents<sup>19</sup>. Le *rating* de la Thaïlande explique la crise en Indonésie, puis le *rating* indonésien explique la crise en Corée du Sud, ce qui traduit selon nous l'existence de contagion discriminante. De plus, les pays sont affectés par la crise juste chronologiquement précédente, ce qui confirme une séquence de crise et l'effet domino. Les estimations montrent en outre que la crise asiatique a plutôt un caractère régional, tandis que la crise russe est une crise en soi, à l'origine d'un phénomène de contagion vers l'Amérique latine. Enfin, un changement de comportement des investisseurs apparaît avec la crise thaïlandaise et se renforce avec la crise russe : ce changement est assimilé à de la contagion pure. Il y a donc une part de contagion pure dans toutes ces crises.

Notre étude apporte des résultats cohérents mais conserve un certain nombre de limites : l'identification de la contagion pure de façon résiduelle dans nos tests et les causalités constatées entre les *ratings* d'agence. De plus, nos tests omettent les effets de report liés aux canaux commerciaux et financiers. C'est un élément qu'il reste à intégrer pour compléter l'analyse comparative des différents facteurs de propagation des crises en Asie. Dans nos travaux, nous considérons implicitement que ces canaux sont contenus dans les fondamentaux pays.

S. B. & D. L.<sup>20</sup>

19. Même si ces variables, comme le taux de change du dollar ou le taux d'intérêt américain, peuvent contribuer à expliquer la crise dans tel ou tel pays.

20. Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes pour les améliorations sensibles qu'ils ont permis d'apporter à ce travail.

## RÉFÉRENCES

- Ahluwalia, P., 2000. Discriminating contagion: An alternative explanation of contagious crises in emerging markets, *IMF Working Paper* WP/00/14, février.
- Baig, T., Goldfajn, I., 1999. Financial market contagion in the Asian crisis, *IMF Staff Papers* 46 (2), juin, 167-195.
- Baur, D., 2003. Testing for contagion – mean and volatility contagion, *Journal of Multinational Financial Management* 13, 405-422.
- Billio, M., Pelizzon, L., 2003. Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed?, *Journal of Economics and Business* 55, 405-426.
- BRI, 1999. 69<sup>e</sup> Rapport annuel, juin.
- BRI, 2004. 74<sup>e</sup> Rapport annuel, juin.
- Broner, F.A., Gelos, R.G., 2003. Testing the portfolio channel of contagion: The role of risk aversion, Fourth Annual IMF Research Conference, Washington, DC, novembre.
- Cailleteau, P., Vidon, E., 1999. La dynamique des crises financières internationales: quelques enseignements, *Bulletin de la Banque de France* 64, avril, 1-26.
- Calvo, G., Mendoza, E., 2000. Rational contagion and globalization of securities markets, *Journal of International Economics* (51) 1, juin, 79-115.
- Cantor, R., Parker, F., 1996. Determinants and impacts of sovereign credit ratings, *Economic Policy Review* 2, octobre, Federal Reserve Bank of New York.
- Caramazza, F., Ricci, L., Salgado, R., 2000. Trade and financial contagion in currency crises, *IMF Working Paper* 00/55, mars.
- Caramazza, F., Ricci, L., Salgado, R., 2004. International financial contagion in currency crises, *Journal of International Money and Finance* 23, 51-70.
- Cartapanis, A., 2004. Le déclenchement des crises de change: qu'avons-nous appris depuis dix ans ?, *Économie internationale* 97, 1<sup>er</sup> trimestre, 5-48.
- Cartapanis, A., Dropsy, V., Mametz, S., 2002. The Asian currency crises: Vulnerability, contagion and unsustainability, *Review of International Economics* 10 (1), 79-91.
- Cerra, V., Saxena, S., 2000. Contagion, monsoons and domestic turmoil in Indonesia: A case study in the Asian currency crises, *IMF Working Paper* 00/60, mars.
- Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M., 2002. Some contagion, some interdependence, more pitfalls in tests of financial contagion, *CEPR, Discussion Paper* 3310.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N., 1998. Paper tigers? A model of the Asian crisis, [www.stern.nyu.edu/~nroubini](http://www.stern.nyu.edu/~nroubini), septembre.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N., Tille, C., 2000. Competitive devaluations: toward a welfare-based approach, *Journal of International Economics* 51, 217-241.
- Eichengreen, B., Mody, A., 1998. What explains changing spreads on emerging market debt: Fundamentals or market sentiment?, *NBER Working Paper* 6408, février.
- Eichengreen, B., Rose, A., Wyplosz, C., 1996. Contagious currency crises, *CEPR, Discussion Paper* 1453, août.

Emirian, A., Laurent, P., 2003. Probabilités implicites de défaut ajustées par les *ratings*, *La Lettre de la CDC* 152, juin.

Forbes, K., Rigobon, R., 2000. Contagion in Latin America: Definitions, measurements and policy implications, NBER Working Paper 7885, septembre.

Forbes, K., Rigobon, R., 2002. No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements, *Journal of Finance* 57 (5), 2223-2261.

FMI, 1999. Annex V: Credit ratings and the recent crises, dans *International capital market, developments, prospects, and key policy issues*, World Economic and Financial Surveys series, septembre.

Gerlach, S., Smets, F., 1994. Contagious speculative attacks, CEPR, Discussion Paper 1055, novembre.

Glick, R., Rose, A., 1999. Contagion and trade – Why are currency crises regional?, *Journal of International Money and Finance* 18, 603-617.

Goldfajn, I., Valdès, R.O., 1997. Capital flows and the twin crises: the role of liquidity, IMF Working Paper 97/87, juillet.

Hernandez, L.F., Valdès, R.O., 2001. What drives contagion, trade, neighbourhood, or financial links?, *International Review of Financial Analysis* 10, 203-218.

Kamin, S., von Kleist, K., 1999. The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s, BIS Working Paper 68, mai.

Kaminsky, G., Reinhart, C., 1996. The Twin crises : The causes of banking and balance of payments problems, The Board of Governors of The Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers 544, mars.

Kaminsky, G., Reinhart, C., 1999 a. The Twin crises: The causes of banking and balance of payments problems, *American Economic Review* 89 (3), juin, 473-500.

Kaminsky, G., Reinhart, C., 1999 b. Bank lending and contagion: Evidence from the Asian crisis, NBER's 10<sup>th</sup> annual East Asian seminar on economics, 10-12 juin.

Kaminsky, G., Reinhart, C., 2000. On crises, contagion, and confusion, *Journal of International Economics* 51 (1), 145-168.

Kleimeier, S., Sander, H., 2003. Contagion and causality: An empirical investigation of four Asian crisis episodes, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13, 171-186.

Krugman, P., 1999. Balance sheets, the transfer problem and financial crises, janvier, disponible sur [www.stern.nyu.edu/~nroubini](http://www.stern.nyu.edu/~nroubini).

Laurent, P., 1998. L'amalgame du risque émergent symptomatique des situations de crise, *Zones émergentes* 5, Caisse des Dépôts et Consignations, décembre.

Masson, P., 1998. Contagion: Monsoonal effects, spillovers and jumps between multiple equilibria, FMI, IMF Working Paper 98/142, septembre.

Masson, P., 1999a. Multiple equilibria, contagion and emerging market crises, IMF Working Paper 99/164, novembre.

Masson, P., 1999 b. Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria, *Journal of International Money and Finance* 18 (4), août, 587-602.

Nagayasu, J., 2000. Currency crisis and contagion: Evidence from exchange rates and sectoral stock indices of the Philippines and Thailand, IMF Working Paper 00/39, mars.

Reisen, H., von Maltzan, J., 1999. Boom and bust and sovereign ratings, *International Finance* 2 (2), juillet.

Ricoeur-Nicolaï, N., 1999. Crises des économies émergentes et confiance des marchés, *La Lettre de la CDC* 109, avril.

Rigobon, R., 2001. Contagion: How to measure it, NBER Working Paper 8118, février.

Schinasi, G., Smith, R., 2000. Portfolio diversification, leverage and financial contagion, *IMF Staff Papers* 47 (2), 159-76.

Sy, A.N.R., 2001. Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: Reconciling market views with economic fundamentals, FMI, IMF Working Paper 01/165, octobre.

Tai, C-S., 2004. Can bank be a source of contagion during the 1997 Asian crisis?, *Journal of Banking and Finance* 28, 399-421.

Van Rijckeghem, C., Weder, B., 2001. Source of contagion: Finance or trade?, *Journal of International Economics* (54) 2, août, 293-308.