

**LES FACTEURS DE PROPAGATION DES CRISES FINANCIERES :**  
**LA CRISE ASIATIQUE A-T-ELLE ETE DISCRIMINANTE ?**

**Sophie Brana<sup>\*</sup>, Delphine Lahet<sup>\*\*</sup>**

**LAREFI**

**Université Montesquieu Bordeaux IV**

*Version d'étape*

*Mars 2004*

Résumé

L'objectif de l'article est d'analyser la nature de la contagion financière asiatique en nous interrogeant sur son caractère discriminant ou non discriminant. Après la crise en Thaïlande en 1997, de nombreux pays émergents d'Asie et d'ailleurs ont été affectés par des attaques spéculatives. Ces attaques sont-elles dues à des facteurs spécifiques à chaque pays ou à des facteurs extérieurs ? Parmi ces facteurs extérieurs, peut-on identifier des phénomènes de contagion ? Cette contagion a-t-elle touché des pays émergents proches économiquement de la Thaïlande (contagion discriminante), ou au contraire sans lien avec la Thaïlande (contagion pure) ? Pour analyser cela, nous retenons la variation des *spreads* (mouvements de défiance sous-jacents envers les pays émergents) comme indicateur de crise, ainsi que d'éventuelle contagion si la hausse des *spreads* est généralisée à plusieurs pays. Pour expliquer les évolutions des *spreads*, nous choisissons notamment les *ratings* des agences de notation en tant que mesure du facteur spécifique à chaque pays. Le résultat des tests économétriques réalisés sur un échantillon de pays émergents de 1994 à 2004 montre que la crise thaïlandaise a bien provoqué un changement de comportement des investisseurs, que l'on peut assimiler à de la contagion pure. Les autres facteurs de propagation des crises varient selon les pays, leur appartenance géographique et leur place dans la séquence des crises.

Mots clef : contagion financière, crise asiatique, contagion pure / discriminante, *spread*, rating.

---

\* Maître de Conférences, [brana@u-bordeaux4.fr](mailto:brana@u-bordeaux4.fr), LAREFI, Univ.Montesquieu Bordeaux IV, Av. Léon Duguit, 33608 Pessac, cedex. Tel : 05 56 84 29 75

\*\* Maître de Conférences, [lahet@u-bordeaux4.fr](mailto:lahet@u-bordeaux4.fr), LAREFI, Univ.Montesquieu Bordeaux IV, Av. Léon Duguit, 33608 Pessac, cedex. Tel : 05 56 84 29 03.

## **LES FACTEURS DE PROPAGATION DES CRISES FINANCIERES :**

### **LA CRISE ASIATIQUE A-T-ELLE ETE DISCRIMINANTE ?**

Les phénomènes de contagion apparaissent désormais comme un facteur explicatif incontournable du déclenchement des crises monétaires et financières ayant touché un certain nombre de pays émergents dans les années quatre-vingt-dix.

Une crise financière est déclenchée dans un pays lorsque la monnaie subit des attaques spéculatives du fait du rationnement ou du revirement des fonds (prêts bancaires, titres de courte maturité) par des agents nationaux ou étrangers. La crise de change est en général accompagnée d'une crise boursière et devient financière lorsque les banques subissent des pertes, dues aux hausses de taux d'intérêt, ou des ruées bancaires. Au côté des facteurs fondamentaux nationaux déséquilibrés qui expliquent le déclenchement d'une crise, il existe d'autres facteurs ou comportements qui justifient qu'une crise dans un premier pays émergent se propage à d'autres pays émergents dans les jours ou les mois suivants.

Les travaux suite à la crise asiatique, à la fin des années quatre-vingt-dix, de façon consensuelle, concluaient à l'existence de phénomènes de contagion entre pays émergents [Kaminsky et Reinhart (1999, 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 (2003)...] : la crise n'aurait pas résulté de phénomènes de contagion, mais, pour certains auteurs, d'interdépendances normales entre pays. Ainsi, malgré le grand nombre de travaux sur le sujet, la question reste ouverte : y a-t-il eu contagion entre marchés émergents ? Quels ont été les facteurs de propagation des crises ? Ce sont ces questions auxquelles cet article essaie de répondre, en insistant sur le caractère discriminant ou non discriminant des crises.

Nous partons de la crise thaïlandaise de juillet 1997 afin de mettre en évidence d'éventuels effets de contagion et de préciser les facteurs de cette contagion pour en mesurer l'importance relative. Après la crise financière en Thaïlande en juillet 1997, de nombreux pays ont effectivement connu à leur tour, dans les jours ou les mois suivants, des attaques spéculatives, qui ont parfois été contenues du fait de l'intervention de la Banque centrale nationale, ou qui ont débouché sur une dévaluation de la monnaie et une crise financière [dévaluation en Indonésie en août 1997 ; pressions monétaires au Brésil, en Corée, à Hong Kong et Taiwan en octobre ; dévaluation en Corée en décembre ; refonte du régime de change en Russie en janvier 1998 ; pression 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... : BRI (1999)]. Ces attaques spéculatives sont-elles un signe de contagion ? Sont-elles provoquées par des facteurs communs, des facteurs propres à chaque pays attaqué ou sont-elles la manifestation d'une modification des comportements et de l'aversion pour le risque (contagion pure) ? Afin de préciser, dans notre étude empirique, les différents facteurs de propagation des crises, nous optons pour une approche englobante de la contagion : il y a contagion quand un pays est touché suite à une crise dans un pays tiers, alors que sa situation n'aurait pas évolué sans cette crise.

La crise asiatique est qualifiée de financière parce que sa manifestation a concerné des variables bancaires et financières (crédit bancaire excessif, rationnement, financement de projets non rentables, collusion Etat/entreprises pour obtenir des financements...) et que le phénomène de contagion a pris la forme de retraits généralisés de fonds ou de prêts bancaires de courte maturité, laissant les systèmes bancaires en manque de liquidité. C'est la raison pour laquelle, pour mettre en évidence les facteurs de contagion des crises, 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.

Après avoir précisé dans une première partie le concept de contagion financière et les différents facteurs sous-jacents de contagion, nous cherchons à préciser dans une étude empirique les facteurs à l'origine de la variation du comportement des investisseurs dans un certain nombre de pays émergents (partie II).

## **1. 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 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 n'y ait de premier pays touché.

Le deuxième facteur de contagion est lié aux interdépendances « normales » entre pays. Des pays sont frappés à cause de l'existence d'une crise ailleurs en raisons 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 dans ces pays. 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, Reinhart (1999, 2000), Van Rikieghem 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. 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 la contagion, la contagion est alors 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 complété cette analyse en introduisant la notion de contagion discriminante. Dans ce cas, la crise dans le pays 0 est un *wake up call* qui pousse les investisseurs à revoir leur perception du risque dans les autres pays. L'analyse se concentre sur l'état des fondamentaux des pays en crise. 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.

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. 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). D'une part, la contagion peut être non discriminante ou pure si, du fait d'une crise ailleurs, les retournements de fonds affectent d'autres pays sans lien avec les fondamentaux, ni mécanismes sous-jacents. C'est une aversion généralisée pour le risque Pays Emergents qui dicte le comportement des investisseurs, sans discernement. D'autre part, elle peut être discriminante dans le sens où les crises simultanées concernent des pays proches sur le plan des fondamentaux, 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.

La variable « choc commun » de Masson, comme les interdépendances économiques et financières entre pays, apparaissent donc comme des facteurs de transmission « normaux » des chocs. 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 (canal commercial et canal du créancier commun) sont alors considérés 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 l'on peut retrouver au sein de la contagion financière ce clivage interdépendance financière/contagion. Dans le premier cas, le canal du créancier commun joue un rôle prépondérant, ce qui caractérise les effets de report dus aux interdépendances dans un portefeuille financier. La contagion pure au contraire 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 ainsi de retenir comme définition de la contagion le changement de perception généralisé concernant les pays émergents. Reste à savoir si ce changement est sans raison ou dû à des rapprochements concrets entre les pays. 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.

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 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 de contagion, de variables étrangères et commerciales pour le canal commercial (Glick et Rose (1999)<sup>1</sup>). Les études montrent que le canal commercial est significativement supérieur aux variables macroéconomiques pour expliquer la contagion en Asie. Les travaux suivants introduisent des éléments de contagion financière à travers le canal du créancier commun. Ils montrent que ce canal permet d'expliquer davantage la contagion asiatique que le canal commercial qui reste 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 USA 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 le canal financier pour la crise asiatique. L'importance de la construction d'une variable « créancier commun » pour expliquer l'évolution de probabilité de crise dans les pays asiatiques est confirmée par d'autres auteurs (Van Rijckeghem et Weder, 1999 ; Caramazza, Ricci et Salgado, 2000, 2004). De tels travaux analysent cependant seulement les effets de report dus à la contagion financière ou commerciale en raison d'interdépendances entre pays, mais négligent les phénomènes de contagion pure ou discriminante.

La deuxième catégorie de travaux souhaite mettre plus généralement en évidence le phénomène de contagion financière et sa manifestation/ visualisation. La contagion étant

---

<sup>1</sup> Voir 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.

déclenchée 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, Saxena, 2000), et 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 donc pas 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 que les marchés sont financièrement intégrés, qu'il y a des effets de report, mais pas nécessairement qu'il y a eu contagion.

Le troisième type de travaux, plus récent, initié par Forbes et Rigobon (1999)<sup>2</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, Pelizzon (2003), Baig et Goldfajn (1999)). Le mécanisme de propagation internationale des chocs doit donc être discontinu. Forbes et Rigodon ont montré en 2002 que les coefficients de corrélation sont cependant biaisés car les rendements de marché sont hétéroscédatiques, 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 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 Etats-Unis en 1987, ni pendant la crise du peso mexicain en 1994, pas plus que pendant la crise asiatique de 1997 (Forbes et Rigodon 2002, Rigodon 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*, expression de Forbes et Rigobon (2000)) ou non discriminante.

Ces travaux présentent cependant 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 al. (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 du choix

---

<sup>2</sup> NBER paru en 1999, puis publié en 2002 dans le *Journal of Finance*.

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 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 contagion.

Les études empiriques du premier groupe se concentrent pour la plupart sur un ou deux canaux de contagion (canal commercial, canal du créancier commun) mais négligent généralement la contagion pure. A l'inverse, les études de 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 transmission 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.

## **2. Variables explicatives de la contagion, méthodologie et résultats**

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

La majorité des études, pour étudier la contagion, ont construit des variables de crises (indice IND qui est une moyenne pondérée de la variation des réserves de change et de la variation du taux de change) ou probabilité binaire de crise (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)). Afin de coller à notre définition de la contagion, nous préférons nous placer du côté 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). Hormis les mouvements de capitaux ou de prêts bancaires internationaux, les primes de risques reflètent ce changement de perception des acteurs financiers sur les pays. 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, la perception du risque augmente, donc 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.

Ainsi, il reste à savoir ce qui détermine l'évolution des *spreads* avant et après la crise thaïlandaise afin de juger la contagion asiatique. Compte tenu des remarques ci-dessus, nous ne travaillerons pas sur les corrélations entre les *spreads* pour démontrer la contagion, mais sur les déterminants des *spreads* individuels, ou plutôt sur des 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)). De plus, nous nous plaçons au-delà du débat contagion /interdépendance préférant retenir la distinction contagion non discriminante/ discriminante. Nous cherchons à évaluer si la hausse du *spread* constatée dans de nombreux pays émergents suite à la crise thaïlandaise de juillet 1997 est due à des facteurs spécifiques à chaque pays ou à des facteurs communs : choc extérieur commun, similitudes économiques ou changement de comportement de la part des investisseurs. 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, c'est-à-dire par une évolution de ses fondamentaux. Nous approximations ces derniers par la note souveraine ou le rating d'agence des pays. Eichengreen et Mody (1998) retiennent comme variables explicatives des *spreads* les variables suivantes (37 pays de 1991 à 1997) : la maturité, le montant des émissions, la monnaie d'émission, la nature de l'émetteur ; les caractéristiques du pays à savoir le rating d'agence, la dette/PIB, le service de la dette/exportations ; le taux d'intérêt américain à 3 mois. Ces variables influencent significativement les *spreads* et le résultat est très clair pour le rating : une amélioration du rating augmente la probabilité de nouvelles émissions de dettes et réduit les *spreads*. Ces auteurs montrent également que l'évolution des *spreads* n'est pas due qu'aux fondamentaux et aux ratings : cela suppose que les comportements de marché surréactifs dictent aussi l'évolution des *spreads*, surtout dans les périodes précédant les crises. Cantor et Parker (1996) confirment que l'évolution des ratings est suivie par celle des *spreads*, plutôt dans le cas d'une amélioration de la note : une amélioration des ratings conduit toujours à une baisse des *spreads* (l'analyse s'arrête en 1994-95). Kamin et von Kleist (1999) (662 émetteurs de dette, de janvier 1991 à décembre 1996) montrent qu'une détérioration des ratings d'un cran (ex. de BBB+ à BBB) conduit à une hausse des *spreads* de l'ordre de 20%. Pour eux, les variables qui expliquent le mieux l'évolution des *spreads* sont : les ratings, la maturité de la dette émise et la monnaie d'émission. Le FMI (1999) retient aussi cette logique en étudiant les dégradations de Moody's avant la crise Thaï : Moody's s'est inquiété de l'état de la Thaïlande dès mai 1996 (puis en septembre 1996 et février 1997) en proposant une dégradation à chaque fois, mais qui n'a été effective qu'en avril 1997, la modification des *spreads* étant intervenue après. Reisen et von Maltzan (1999) apportent des

résultats plus nuancés. Une première analyse permet aux auteurs de montrer que sur une fenêtre de 30 jours, l'annonce officielle de la baisse de la note étant faite le 10<sup>ième</sup> jour, alors que la décision du *downgrade* est déjà prise, les *spreads* commencent à augmenter dans les 10 jours précédant (les marchés ont des informations, anticipent la note et attendent l'annonce) et leur hausse se maintient et s'accroît fortement dans les 20 jours suivants. Les auteurs montrent aussi que l'impact de l'agrégation des notes des trois agences (Moody's, Standard & Poor's et Fitch IBCA) sur les *spreads* est beaucoup plus important que celui des notes des agences prises séparément. En revanche, le résultat de leurs tests de causalité (janvier 1988-décembre 1997) montrent que les ratings des trois agences pris séparément et les *spreads* seraient interdépendants. Seule, la note de Standard & Poor's causerait au sens de Granger clairement les *spreads*, l'inverse n'étant pas prouvé. Retenons enfin que la CDC (Lettre économique, avril 1999) indique que les notations sont globalement un indicateur avancé des primes de risque, mais qu'il est difficile de donner des *spreads* une explication correcte et globale : pour certains pays, c'est en effet le rating qui détermine les *spreads*, pour d'autres c'est l'inverse, cela dépend des périodes, et parfois les deux variables sont indépendantes, les primes de risques étant aussi liées aux performances générales des marchés.

Malgré ces dernières nuances, ces études nous confortent assez dans l'idée que les ratings d'agence sur un pays ont une influence sur le *spread* concernant ce pays, d'autant plus que ces notations sont un bon indicateur de l'état des fondamentaux des pays émergents et ont l'avantage d'être synthétiques.

En effet, pour les calculer, les agences intègrent de nombreuses variables : 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 et mesure de la liquidité). Une étude majeure, celle de Cantor et Parker (1996), montre que l'évolution des ratings, notamment ceux de Moody's et Standard & Poor's, est

très proche de celles du revenu par tête d'un pays, de l'inflation, de la croissance du ratio dette extérieure sur exportations, du défaut de paiement et du niveau de développement économique. Quand ils essaient d'estimer les *spreads* sur obligations souveraines (pour 49 pays en 1995), aucune des variables macroéconomiques (revenu par tête, taux de croissance du PIB, taux d'inflation, solde budgétaire, solde extérieur et dette externe) n'est statistiquement significative quand les ratings de crédit sont également inclus. Le FMI (1999) aboutit aux mêmes résultats en ajoutant d'autres fondamentaux : le crédit bancaire en pourcentage du PIB, le taux d'investissement, le taux d'épargne, les IDE, le ratio du service de dette, et les ratios dettes court terme/réserves de change, monnaie/réserves de change. Kamin et von Kleist (1999) prouvent que les notations d'agence mesurent mieux le risque que les fondamentaux pris séparément et qu'elles reflètent en fait la capacité de remboursement des pays émergents, ce que valident Eichengreen et Mody (1998). Ricoeur-Nicolaï (1999) modère cependant ces résultats en imputant une certaine inertie des notations avant les crises : les notations Moody's Standard & Poor's ne s'ajusteraient pas assez vite à l'évolution de la situation financière des pays émergents.

Néanmoins, les ratings comme indicateur des fondamentaux nous apparaissent intéressants à utiliser pour déterminer l'évolution des *spread*. Il reste à expliquer comment notre utilisation des ratings permettra de mettre en valeur les différents facteurs de contagion.

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

Les *spreads* de taux évoluent généralement de concert entre les pays, suggérant l'existence de facteurs communs.

La variation des primes de risque a donc une composante propre au pays concerné et une composante commune à un ensemble de pays. La composante propre au pays est liée à

l'évolution de ses fondamentaux. Nous les appréhendons par l'intermédiaire du rating pays. Nous avons construit une variable rating qui est la moyenne des notes (transformées de 0 à 20) de quatre agences : Moody's, Standard & Poors, Fitch IBCA et Thomson<sup>3</sup>. 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. Eichengreen et Mody (1998) trouvent cependant, à partir de 1000 émissions d'obligations dans des PVD sur la période 1991-1996, que les variations des fondamentaux n'expliquent qu'une partie de la forte baisse du *spread* sur la période précédent la crise asiatique<sup>4</sup>. Ils assimilent cette variation non expliquée à un changement du comportement du marché dans le temps (*shift in pricing behaviour*). Elle peut provenir plus généralement de facteurs communs, qu'il importe de préciser.

La composante commune des variations de *spreads* peut s'expliquer par l'existence d'un facteur commun exogène aux pays concernés ou par un phénomène de contagion financière. Le facteur commun est généralement identifié à un changement économique important dans les pays industrialisés (durcissement de la politique monétaire américaine, ralentissement de la croissance économique...). La contagion financière, quant à elle, traduit une modification de la perception du risque par les investisseurs. Elle peut être pure (modification 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 permet d'expliquer une partie de la variation de la prime de risque dans un autre pays (pays 1).

---

<sup>3</sup> Nous remercions Nhu-Nguyen Ngo de BNP Paribas pour nous avoir fourni les ratings Moody's.

<sup>4</sup> 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.

Les rendements exigés par les investisseurs permettent d'apprécier le niveau du risque 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. Nous utilisons 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). Ce dernier totalise le rendement des 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.

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 (CDC, 2003). On peut donc supposer, sous réserve que les notations sont un bon *proxy* des fondamentaux du pays concerné, que toute variation des primes de risques en excès des variations de la notation, peut traduire des phénomènes de contagion ou d'interdépendance.

Ce sont ces différents éléments que nous cherchons à mettre en évidence dans cette étude, en partant de la crise en Thaïlande et de son impact sur les primes de risque des autres pays émergents d'Asie, d'Amérique latine et d'Europe de l'Est.

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)	$\Delta$ ( <i>Spread</i> pays 0) non expliquée par (note du pays 0) ni par le choc commun exogène	$\Delta$ (Note du pays 0)	$\Delta$ (Note du pays 1)

***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>5</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 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

<sup>5</sup> 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.

différences. Les données sont mensuelles et sont issues de Datastream, à l'exception des ratings qui proviennent de BradyNet. Les résultats sont les suivants :

THAÏLANDE	1994:02 2004:02		121 observations	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000617	0.000397	-1.553671	0.1229
Rating Thaïlande	-0.108536	0.030087	-3.607361	0.0005
Taux de change \$/euro	0.053323	0.014739	3.617847	0.0004
R-squared	0.166388	Mean dependent var		-0.000417
Adjusted R-squared	0.152259	S.D. dependent var		0.004673
S.E. of regression	0.004303	Akaike info criterion		-8.034567
Sum squared resid	0.002185	Schwarz criterion		-7.965250
Log likelihood	489.0913	F-statistic		11.77635
Durbin-Watson stat	2.002805	Prob(F-statistic)		0.000022

La prime de risque thaïlandaise augmente quand le rating thaïlandais se dégrade et quand le dollar s'apprécie. 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 enfin 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.

Le résidu extrait de l'équation thaïlandaise ci-dessus est introduit comme variable explicative dans les équations suivantes.

<b>INDONESIE</b>	1994:02 2004:02		121 observations	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000772	0.000506	-1.525303	0.1299
Rating Thaïlande	-0.155759	0.039345	-3.958775	0.0001
Rating Indonésie	-0.034373	0.011915	-2.884746	0.0047
Résidu Thaïlande	0.765409	0.116710	6.558189	0.0000
Taux de change \$/euro	0.050491	0.018677	2.703329	0.0079
R-squared	0.403057	Mean dependent var		-0.000245
Adjusted R-squared	0.382472	S.D. dependent var		0.006936
S.E. of regression	0.005450	Akaike info criterion		-7.545841
Sum squared resid	0.003446	Schwarz criterion		-7.430313
Log likelihood	461.5234	F-statistic		19.58082
Durbin-Watson stat	2.244189	Prob(F-statistic)		0.000000

L'équation 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) existerait des éléments de contagion pure<sup>6</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.

<b>INDONESIE</b>	1994:02 1997:07		42 observations	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000985	0.000129	-7.636938	0.0000
Rating Thaïlande	0.022365	0.028434	0.786542	0.4366
Rating Indonésie	0.027479	0.013059	2.104284	0.0422
Résidu Thaïlande	0.069239	0.094059	0.736124	0.4663
Taux de change \$/euro	0.001505	0.006646	0.226409	0.8221
R-squared	0.123243	Mean dependent var		-0.000964
Adjusted R-squared	0.028458	S.D. dependent var		0.000770
S.E. of regression	0.000759	Akaike info criterion		-11.41663
Sum squared resid	2.13E-05	Schwarz criterion		-11.20976
Log likelihood	244.7491	F-statistic		1.300243
Durbin-Watson stat	1.837373	Prob(F-statistic)		0.287832

<sup>6</sup> 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, Malaisie, Philippines et Thaïlande).

INDONESIE	1997:08 2004:02		42 observations	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000917	0.000787	-1.165427	0.2476
Rating Thaïlande	-0.158112	0.050528	-3.129178	0.0025
Rating Indonésie	-0.035648	0.015122	-2.357432	0.0210
Résidu Thaïlande	0.781804	0.148678	5.258386	0.0000
Taux de change \$/euro	0.055660	0.026597	2.092713	0.0398
R-squared	0.410740	Mean dependent var		0.000137
Adjusted R-squared	0.378888	S.D. dependent var		0.008560
S.E. of regression	0.006746	Akaike info criterion		-7.098537
Sum squared resid	0.003368	Schwarz criterion		-6.948572
Log likelihood	285.3922	F-statistic		12.89530
Durbin-Watson stat	2.163045	Prob(F-statistic)		0.000000

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>7</sup>. Les variables thaïlandaises ne deviennent significatives qu'au moment de la crise, ce qui paraît être un évident facteur de contagion / interdépendance.

Ce résultat confirme les travaux de Kleimeier et Sander (2003) qui effectuent des tests de causalité et de cointégration sur les *spreads* de titres souverains. Ces auteurs montrent que le risque pays individuel joue un rôle déterminant dans les *spreads* de risque, ne trouvant pas de relations de causalité ni de relations de cointégration dans les périodes « calmes ». La crise fait émerger des liens entre les marchés (le nombre de relations de causalité ou de cointégration augmente), liens qui apparaissent 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 ».

Le pays étudié suivant est la Corée. 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 (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, 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.

COREE	Variable	1994:02 2004:02	Std. Error	121 observations	Prob.
		Coefficient		t-Statistic	
	C	-0.001224	0.000356	-3.436110	0.0008
	Rating Thaïlande	-0.003370	0.030837	-0.109288	0.9132
	Rating Corée	-0.035925	0.009270	-3.875371	0.0002
	Résidu Thaïlande	0.159171	0.082495	1.929459	0.0561
	Taux de change \$/euro	0.013658	0.013229	1.032391	0.3040
	R-squared	0.176002	Mean dependent var		-0.001161
	Adjusted R-squared	0.147588	S.D. dependent var		0.004176
	S.E. of regression	0.003856	Akaike info criterion		-8.238127
	Sum squared resid	0.001724	Schwarz criterion		-8.122598
	Log likelihood	503.4067	F-statistic		6.194252
	Durbin-Watson stat	2.331741	Prob(F-statistic)		0.000149

COREE	Variable	1994:02 2004:02	Std. Error	121 observations	Prob.
		Coefficient		t-Statistic	
	C	-0.001326	0.000347	-3.823179	0.0002
	Rating Indonésie	-0.019037	0.008410	-2.263520	0.0255
	Rating Corée	-0.030519	0.008348	-3.655695	0.0004
	Résidu Thaïlande	0.166459	0.080797	2.060213	0.0416
	Taux de change \$/euro	0.013409	0.012849	1.043592	0.2988
	R-squared	0.210776	Mean dependent var		-0.001161
	Adjusted R-squared	0.183561	S.D. dependent var		0.004176
	S.E. of regression	0.003773	Akaike info criterion		-8.281244
	Sum squared resid	0.001652	Schwarz criterion		-8.165716
	Log likelihood	506.0153	F-statistic		7.744938
	Durbin-Watson stat	2.164793	Prob(F-statistic)		0.000014

La crise russe quant à elle marque un net changement de région. La crise est provoquée par les fondamentaux russes (caractère très significatif du rating russe), même si le changement de comportement des investisseurs depuis la crise thaïlandaise est également un élément déterminant. En revanche, la contagion discriminante, présente dans la crise asiatique, ne semble plus exister ici. Le rating d'aucun pays asiatique n'apparaît significatif comme facteur explicatif des primes de risques russes. De même, le taux de change

<sup>7</sup> Voir par exemple Eichengreen et Mody (1998).

euro/dollar n'est plus significatif, comme cela sera le cas pour les crises ultérieures. La crise ne peut plus s'expliquer par des facteurs communs, mais seulement par des effets de contagion.

<b>RUSSIE</b>		1996:04	2004:02	95 observations	
Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C		-0.004516	0.001527	-2.956946	0.0040
Rating Thaïlande		-0.109012	0.103557	-1.052676	0.2953
Rating Russie		-0.193105	0.038508	-5.014626	0.0000
Résidu Thaïlande		0.703662	0.313669	2.243329	0.0273
Taux de change \$/euro		0.068209	0.055706	1.224455	0.2240
R-squared		0.243183	Mean dependent var		-0.003498
Adjusted R-squared		0.209547	S.D. dependent var		0.016312
S.E. of regression		0.014503	Akaike info criterion		-5.577742
Sum squared resid		0.018930	Schwarz criterion		-5.443327
Log likelihood		269.9427	F-statistic		7.229771
Durbin-Watson stat		1.962049	Prob(F-statistic)		0.000043

On retrouve la même importance de la séquentialité des crises dans le cas brésilien. Alors que les fondamentaux asiatiques ne sont plus significatifs (le rating thaïlandais n'est pas significatif), la crise russe apparaît être un élément de rupture déterminant. Non seulement le rating russe est significatif, mais également le résidu de l'équation russe (équation non présentée ici). 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.

<b>BRESIL</b>		1996:04 2004:02		95 observations	
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	C	-0.004027	0.001425	-2.826701	0.0058
	Rating Russie	-0.074170	0.036956	-2.006954	0.0478
	Rating Brésil	-0.032669	0.117589	-0.277820	0.7818
	Résidu Thaïlande	0.624203	0.298898	2.088352	0.0396
	Résidu Russie	0.606187	0.100693	6.020171	0.0000
	Taux de change \$/euro	0.025865	0.053157	0.486570	0.6278
	R-squared	0.336646	Mean dependent var		-0.003769
	Adjusted R-squared	0.299379	S.D. dependent var		0.016507
	S.E. of regression	0.013817	Akaike info criterion		-5.664756
	Sum squared resid	0.016991	Schwarz criterion		-5.503458
	Log likelihood	275.0759	F-statistic		9.033320
	Durbin-Watson stat	1.648556	Prob(F-statistic)		0.000001

Kleimeir 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, 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 non expliquée par la note pays, ni par un choc réel ou financier commun – à de la contagion pure. Cela suppose que les notes pays sont un bon *proxy* des fondamentaux, autrement dit que l'ensemble des facteurs économiques réels sont bien pris en compte pour expliquer la variation des primes de risques.

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 cependant que les ratings eux-mêmes ne sont pas indépendants les uns des autres. Les tests de causalité que nous avons effectué 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.

## **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 discriminante. 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 Emergent. Ce changement peut notamment se traduire par une l'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 » des chocs, présents avant les crises et mesurent 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. C'est ce dernier point qui est illustré par nos régressions linéaires qui cherchent à préciser l'importance relative de ces différents facteurs de transmission des chocs.

Les résultats de nos tests montrent que les variables étrangères qui mesurent le choc commun ne peuvent expliquer les crises en série dans les pays émergents<sup>8</sup>. Le rating de la Thaïlande explique la crise en Indonésie et en Corée, ce qui traduit selon nous de la 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 la contagion pure dans toutes ces crises.

Notre étude apporte des résultats cohérents mais conserve quelques 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 notre analyse comparative des différents facteurs de propagation des crises en Asie. Dans nos

---

<sup>8</sup> Même si ces variables, le taux de change du dollar en l'occurrence, peuvent contribuer à expliquer la crise dans tel ou tel pays.

travaux, nous considérons implicitement que ces canaux sont contenus dans les fondamentaux pays.

## **Bibliographie**

Ahluwalia (2000), « Discriminating contagion : an alternative explanation of contagious crises in emerging markets », *IMF/WP/00/14*, février.

Baig T., Goldfajn I. (1999), « Financial market contagion in the Asian crisis », *IMF Staff Papers*, vol. 46, n° 2, juin, 167-195.

Baur D. (2003), « Testing for contagion – mean and volatility contagion », *Journal of multinational financial management*, n° 13, 405-422.

Billio M., Pelizzon L. (2003), « Contagion and interdependence in stock markets : Have they been misdiagnosed ? », *Journal of Economics and Business*, n° 55, 405-426.

BRI (1999), *Rapport annuel*, n° 69.

Broner F.A., Gelos R.G. (2003), “Testing the portfolio channel of contagion : the role of risk aversion”, Fourth Annual IMF Research Conference, Washington, novembre.

Cantor R., Parker F. (1996), « Determinants and impacts of sovereign credit ratings », *Economic policy review, FRB of NY*, vol. 2, octobre.

Caramazza F., Ricci L., Salgado R. (2000), « Trade and financial contagion in currency crises », *IMF/WP/00/55*, mars.

Caramazza F., Ricci L., Salgado R. (2004), « International financial contagion in currency crises », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, p. 51-70.

Cartapanis A., Dropsy V., Mametz S; (2002), « The Asian currency crises: vulnerability, contagion and unsustainability? », *Review of International Economics*, n°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/WP/00/60*, mars.

Corsetti G., Pericoli M., Sbracia M. (2002), « Some contagion, some interdependence more pitfalls in tests of financial contagion », *CEPR Discussion Paper*, n° 3310.

Corsetti G., Pesenti P., Roubini N., Tille C. (2000), « Competitive devaluations : toward a welfare-based approach », *Journal of International Economics*, Vol. 51, p. 217-241.

Dornbusch R., Claessens S. (2000), « Contagion : how it spreads and how it can be stopped », *Banque Mondiale, site Internet www.worldbank.org*, 19 mai.

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

Eichengreen B., Rose A., Wyplosz C. (1996), « Contagious currency crises », *CEPR Discussion Paper*, n°1453, août.

Forbes K., Rigobon R. (2000), « Contagion in Latin America: definitions, measurements and policy implications », *NBER Working Paper*, n° 7885, septembre.

Forbes K., Rigobon R. (2002), « No contagion, only interdependence : measuring stock market co-movements », *Journal of Finance*, vol. 57, n°5, 2223-2261.

FMI (1999), « Annex V: Credit ratings and the recent crises », *International Capital Market, World economic and financial surveys*.

Gerlach S., Smets F. (1994), « Contagious speculative attacks », *CEPR Discussion Paper*, n° 1055, novembre.

Glick R., Rose A. (1999), « Contagion and trade - Why are currency crises regional ? », *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, p. 603-617.

Hernandez L. F, Valdez R.O. (2001), « What drives contagion, Trade, neighbourhood, or financial links ? », *International Review of Financial Analysis*, vol. 10, 203-218.

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

Kaminsky G., Reinhart C. (1999), « Bank lending and contagion: evidence from the Asian crisis », NBER's 10<sup>th</sup> Annual East Asian seminar on economics, 10-12 juin, *NBER*.

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*, vol. 13, 171-186.

Laurent P. (1998), « L'amalgame du risque émergent symptomatique des situations de crise », *Zones émergentes*, CDC, n° 5, décembre.

Masson P. (1998), « Contagion : monsoonal effects, spillovers and jumps between multiple equilibria », *IMF/WP/98/142*, septembre.

Masson P. (1999a), « Multiple equilibria, contagion and emerging market crises », *IMF/WP/99/164*, novembre.

Masson P. (1999 b), « Contagion : macroeconomic models with multiple equilibria », *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, n° 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/WP/00/39*, mars.

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

Ricoeur-Nicolai N. (1999), « Crises des économies émergentes et confiance des marchés », *Lettre économique de la CDC*, n° 109, avril.

Rigobon R. (2001), « Contagion: how to measure it », *NBER Working Paper*, n° 8118, février.

Sy A.N.R. (2001), « Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings : Reconciling market views with economic fundamentals», *IMF/WP/01/165*, octobre.

Tai C-S (2004), « Can bank be a source of contagion during the 1997 Asian Crisis ? », *Journal of Banking and Finance*, n° 28, 399-421.

Van Rijckeghem C., Weder B. (2001), « Source of contagion : finance or trade ? », *Journal of International Economics*, Vol. 54, n° 2, août, 293-308.