

MÉCANISMES DE PROPAGATION RÉGIONALE DE LA CRISE BOURSIÈRE ASIATIQUE

Elise MARAIS*

Résumé - *Cet article étudie les mécanismes de transmission régionale de la crise boursière asiatique de 1997-1998. Nous estimons un modèle en full information de janvier 1994 à octobre 2003 sur les marchés boursiers de quatre pays asiatiques touchés par la crise de 1997-1998 : la Thaïlande, la Malaisie, les Philippines et la Corée du Sud. Les estimations montrent que les marchés boursiers des quatre économies étudiées ont des relations d'interdépendance assez marquées. Lors de la crise asiatique, il y a une rupture structurelle de ces liens mettant en évidence le rôle de la contagion, caractérisée par la présence de non linéarités dans la transmission de cette crise.*

Mots-clés : CRISES FINANCIÈRES, CONTAGION, NON LINEARITÉS.

JEL Classification : F30, G15.

Une version préliminaire de cet article a fait l'objet de présentations lors des journées du GdR Économie Monétaire et Financière : *Les crises financières internationales*, mai 2004, Orléans et lors du LIII^e congrès de l'AFSE, La Sorbonne, septembre 2004.

*CEFI, Université de la Méditerranée, Château La Farge, Route des Milles, 13290 Les Milles, maraiselise@yahoo.fr.

1. INTRODUCTION

La décennie 90 a été marquée par de nombreuses crises financières et monétaires dans les pays émergents. La crise mexicaine et l'effet Tequila de 1994-1995, la crise asiatique de 1997-1998 et les crises russe et brésilienne de 1998-1999 ont eu tendance à être chronologiquement et parfois géographiquement groupées, c'est-à-dire à s'étendre entre pays et ceci indépendamment des fondamentaux macroéconomiques des pays concernés. La crise en Asie du Sud-Est de 1997-1998 apparaît singulière pour au moins trois raisons.

Premièrement, cette crise a frappé les économies les plus dynamiques de la région à l'époque comme la Thaïlande, la Malaisie, les Philippines et la Corée du Sud¹.

Deuxièmement, la crise asiatique constitue une crise de surinvestissement dans laquelle le secteur privé a joué un rôle majeur (*overborrowing syndrom*). Le déclenchement de la crise lors de la dévaluation du baht thaïlandais en juillet 1997 révèle l'ampleur des problèmes bancaires et financiers internes aux économies asiatiques. Ces pays ont été en quelque sorte "victimes" de l'afflux de capitaux privés qui a favorisé le crédit bancaire et diminué l'efficacité de l'allocation des investissements. Les dévaluations des monnaies asiatiques amorcent une phase de faillites importantes. Ainsi, la crise asiatique a conduit à un renouvellement des théories sur les crises monétaires et financières. Les variables financières peuvent jouer un rôle majeur dans le déclenchement des crises dans des économies qui ont connu une libéralisation rapide.

Enfin, la crise de 1997-1998 s'est propagée à l'ensemble de la région de l'Asie du Sud-Est, à travers les marchés des changes et les marchés boursiers à une vitesse spectaculaire. A ce titre, elle constitue l'illustration la plus marquée de ce que l'on appelle dans la littérature économique la contagion financière.

De manière générale, la contagion fait référence à l'extension des perturbations des marchés financiers d'un pays vers les marchés financiers d'autres pays. Plus précisément, on oppose traditionnellement la contagion fondamentale, induite par les interdépendances réelles² et financières³ entre

¹ Ces économies bénéficiaient d'une croissance du PIB élevée tirée par les investissements étrangers et les exportations.

² Voir Gerlach et Smets (1995) pour le rôle des liens commerciaux dans la transmission des crises monétaires et Corsetti et al. (1999, 2000) pour un modèle de dévaluations contagieuses. Voir Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) et Glick et Rose (1999) pour les travaux empiriques témoignant de la pertinence des liens commerciaux dans la transmission des crises monétaires.

³ Voir Allen et Gale (2000) pour un modèle de contagion financière sur le marché interbancaire des dépôts et VanRijckeghem et Weder (1999) (2001) pour une étude empirique sur l'effet de créancier bancaire commun.

pays (*fundamentals-based contagion*, Kaminsky et Reinhart, 1999 ; Calvo et Reinhart, 1996) à la contagion psychologique/pure qui met en jeu le comportement des investisseurs (Masson, 1998, 1999).

La distinction entre contagion fondamentale et contagion pure est également pertinente d'un point de vue empirique. En effet, on oppose les mesures de la contagion fondamentale des mesures de la contagion pure. Ainsi, nous pouvons distinguer deux types d'études empiriques sur la contagion⁴. Le premier type d'études empiriques s'intéresse aux effets d'un choc dans un pays sur d'autres pays. Les estimations économétriques par modèles probit/logit permettent de tester la significativité de différents canaux réels de transmission des chocs comme les liens commerciaux, les interdépendances financières ou les similitudes macroéconomiques (voir par exemple Eichengreen, Rose, et Wyplosz, 1996 ; Glick et Rose, 1999 ; et Caramazza, Ricci et Salgado, 2000, 2004). Ces études insistent sur les externalités (*spillovers*) générées par les interdépendances réelles et financières entre pays pour expliquer la transmission des chocs entre pays. Selon la classification de Forbes et Rigobon (2000, 2002), dans ce type de travaux relatifs aux théories non contingentes aux crises, les mécanismes de transmission des crises après un choc initial ne sont pas différents de ceux qui prévalent avant la crise. Les liens entre marchés sont élevés quel que soit l'état de la nature. Ces liens élevés témoignent de la continuité de l'interdépendance entre économies de marché intégrées économiquement et financièrement, la globalisation commerciale et financière jouant à ce titre un rôle majeur.

Dans le second type de recherches empiriques, la contagion est définie comme la présence de discontinuités dans les mécanismes de propagation des chocs. Ces travaux s'insèrent dans ce que Forbes et Rigobon (2000) appellent les théories contingentes aux crises. Dans ce cadre d'analyse, le mécanisme de transmission durant la crise (ou juste après) est fondamentalement différent de celui qui prévalait avant la crise. Cette dernière provoque un changement structurel de telle sorte que les chocs se propagent par l'intermédiaire d'un canal qui n'existe pas durant les périodes de stabilité financière. Ainsi, la question majeure en matière de contagion est de savoir si les liens entre marchés sont modifiés durant les crises ou s'ils reflètent une interdépendance normale entre les marchés.

Nous étudions la stabilité des mécanismes de transmission des chocs entre quatre marchés boursiers asiatiques de janvier 1994 à octobre 2003. À l'aide d'une méthode en *full information*, nous cherchons à montrer la présence de non linéarités dans les mécanismes de propagation des chocs entre ces marchés boursiers consécutivement à la crise asiatique de 1997-1998. La section 2 propose une revue des travaux théoriques et empiriques

⁴ Pericoli et Sbracia (2003) proposent une autre classification des différentes mesures de la contagion et donnent un large aperçu des travaux empiriques en la matière. Voir également Rigobon (1999) et Sander et Kleimeier (2003).

sur la contagion qui font référence à l'existence d'une rupture dans les liens entre marchés consécutivement à une crise dans un pays. Dans la section 3, nous présentons la méthode économétrique en *full information* permettant d'estimer un modèle structurel d'interdépendance et de chocs communs. La section 4 détaille et interprète les résultats des estimations économétriques concernant les marchés boursiers de quatre économies asiatiques. Enfin, la dernière section présente des éléments de conclusion.

2. THÉORIES CONTINGENTES AUX CRISES ET MESURE DE L'INSTABILITÉ DES MÉCANISMES DE TRANSMISSION DES CHOCS

Dans le cadre analytique des théories contingentes aux crises ou de la contagion pure, la crise provoque une modification des liens entre marchés de telle sorte que les chocs se propagent par des canaux qui n'existent pas durant les périodes de stabilité financière. Comme Dornbusch, Claessens et Park (2000) et Edwards (2000), nous distinguons trois canaux de transmission des chocs relatifs aux théories contingentes aux crises : le rôle des équilibres multiples, les chocs de liquidité endogènes et le rôle des asymétries d'information.

Dans un contexte de contagion, le mécanisme d'équilibres multiples se produit lorsqu'une crise dans un pays est utilisée comme tâche solaire pour d'autres pays. En effet, si un "virus" passe d'un pays à un autre, il fait passer les "victimes" d'un bon équilibre à un mauvais équilibre. Le mauvais équilibre peut se caractériser par une dévaluation (crise de change), une chute du prix des actifs financiers, des sorties de capitaux ou un défaut sur la dette. Masson (1999) montre comment une crise dans un pays peut coordonner les anticipations des investisseurs faisant passer une autre économie d'un bon à un mauvais équilibre de crise. Le passage d'un bon à un mauvais équilibre et la transmission de la crise à d'autres pays se fait par l'intermédiaire d'une modification des anticipations des investisseurs et non par l'existence de liens réels entre pays. C'est la réalisation voire simplement l'anticipation d'une crise ailleurs qui déclenche la crise dans un autre pays et ceci indépendamment d'un changement effectif ou futur des fondamentaux macroéconomiques⁵. En outre, selon Forbes et Rigobon (2000, 2002), la transmission de la crise dans la première économie à d'autres pays par l'intermédiaire d'une modification des anticipations des investisseurs se produit à travers un canal qui n'existe pas dans les périodes stables.

Les théories contingentes aux crises prennent également en compte les phénomènes de rééquilibrage de portefeuilles réalisés en excès par rapport aux situations fondamentales et/ou sur des marchés à information asymétrique. Valdès (1997) développe un modèle de liquidité endogène dans

⁵ Le passage du bon équilibre à l'équilibre de crise n'est cependant pas arbitraire puisqu'il dépend de la valeur des paramètres clés du modèle. Selon ces valeurs, l'économie sera ou non dans une "zone de crise" qui la rendra vulnérable à un saut vers le mauvais équilibre.

lequel une crise dans un pays peut réduire la liquidité des participants du marché. Ce choc de liquidité peut forcer les investisseurs à recomposer leurs portefeuilles en vendant des actifs d'autres pays pour satisfaire des appels de marge par exemple.

Mais si le choc de liquidité initial est suffisamment important, une crise dans un pays peut augmenter le degré de rationnement du crédit et forcer les investisseurs à vendre leurs participations dans des actifs de pays qui n'étaient pas touchés par le choc initial et qui présentent des fondamentaux solides. En outre, les chocs de liquidité endogènes sont d'autant plus importants qu'ils se produisent dans un contexte d'asymétries d'information. Ainsi, Calvo (1999) développe un modèle de liquidité endogène dans lequel il y a des asymétries d'information entre agents. Les agents informés peuvent être obligés de vendre des actifs émergents pour répondre à des appels de marge. Les agents non informés observent ce choc de liquidité mais ne peuvent en déterminer la cause. Plus précisément, ils ne peuvent pas faire la distinction entre les appels de marge auxquels font face les agents informés et un mauvais signal témoignant d'une dégradation des fondamentaux des pays concernés par les ventes d'actifs. Ce phénomène de mimétisme résultant d'une mauvaise interprétation des actions des agents informés conduit à une amplification des retraits de capitaux des pays émergents concernés. Pour Forbes et Rigobon (2000), dans ces deux modèles, le canal de transmission du choc de liquidité endogène ne se produit pas durant les périodes stables, mais seulement après un choc initial.

Ainsi, les asymétries d'information provoquent une transmission des chocs entre pays tout en amplifiant les mouvements de prix et les retraits d'actifs financiers. King et Wadhvani (1990) étudient l'importance des asymétries d'information dans la transmission des chocs à l'aide d'un modèle dans lequel des agents rationnels disposent d'une information imparfaite. King et Wadhvani montrent que dans un contexte d'information asymétrique, un choc idiosyncratique à un pays peut avoir des effets sur d'autres marchés à cause de la tentative des agents de déduire de l'information des variations de prix. Calvo et Mendoza (2000) montrent qu'en présence d'asymétries d'information, les coûts fixes impliqués dans la collecte et le traitement de l'information spécifique à un pays peuvent conduire à des comportements moutonniers. Étant donné les coûts liés à la collecte et au traitement de l'information, la plupart des petits investisseurs ne peuvent pas se permettre de collecter individuellement les informations spécifiques à chaque pays. Ces investisseurs individuels qui sont peu informés ont intérêt à suivre les actions des agents informés plutôt que de payer pour obtenir l'information. Pour prendre leurs décisions d'investissement, les agents peu informés vont négliger leurs propres informations et s'inspirer des actions des agents informés. Calvo et Mendoza montrent que, dans le cas d'une crise, cette uniformisation des actions des investisseurs conduit à des ventes massives et généralisées d'actifs.

Les travaux empiriques dans le domaine des théories contingentes aux crises ne testent pas directement la significativité des canaux détaillés précédemment. Ces travaux étudient la stabilité des mécanismes de transmission des chocs entre pays consécutivement à une crise. Ces mesures de la contagion pure peuvent être classées en deux catégories : les modèles GARCH qui déterminent la présence d'externalités de volatilité et les travaux sur la *shift contagion* (Forbes et Rigobon, 2000) qui testent s'il y a une rupture structurelle dans le mécanisme de propagation des chocs. Ces travaux regroupent principalement des études sur les corrélations et déterminent les co-mouvements en excès par rapport aux fondamentaux ou les co-mouvements témoignant d'un changement significatif des liens entre marchés. Nous présentons ici les mesures de la contagion qui font explicitement référence à la présence d'une modification des liens entre marchés conditionnellement à une crise dans un pays.

Les premières études en la matière s'intéressent aux co-mouvements de rendement d'actifs financiers. La contagion est alors définie soit comme l'augmentation significative des coefficients de corrélation entre la période tranquille et la période de crise soit comme la présence de co-mouvements supérieurs à ceux induits par les fondamentaux macroéconomiques⁶. Le premier travail de référence dans ce domaine est celui de King et Wadwhani (1990) qui montrent que les coefficients de corrélation entre les marchés boursiers américain, anglais et japonais augmentent significativement après la chute du Dow Jones, preuve de contagion lors de la crise boursière de 1987. A la suite des crises émergentes de la décennie 90 (la crise mexicaine et l'effet Tequila en 1994-1995, la crise asiatique de 1997-1998, la crise russe en 1998 et la crise brésilienne en 1999), la problématique de la contagion s'est orientée sur les économies de marché émergentes⁷. Baig et Goldfajn (1998) étudient le phénomène de contagion lors de la crise asiatique en s'intéressant aux coefficients de corrélation entre les taux de change, les taux d'intérêt, les indices boursiers et les *spreads*. Leurs résultats valident l'existence de mécanismes de contagion sur le marché des changes et sur le marché de la dette souveraine.

Bazdresch et Werner (2000) s'intéressent à l'impact des crises asiatique et russe sur le Mexique. La crise asiatique provoque une augmentation significative des coefficients de corrélation entre marchés boursiers. La crise russe provoque également une augmentation de la corrélation entre le Mexique et la Russie. Il y a également des preuves de contagion entre le Mexique, les pays d'Asie et la Russie sur les marchés de la dette souveraine.

⁶ Dans la même lignée, Edwards (2000) définit la contagion économique comme des "*situations where the extent and magnitude to which a shock is transmitted exceeds what was expected ex ante*" (p. 5). La contagion se produit lorsque les co-mouvements ne sont pas expliqués par les fondamentaux.

⁷ Une des premières études sur la contagion dans les économies émergentes est celle de Calvo et Reinhart (1996). Elles montrent la présence d'une augmentation significative des coefficients de corrélation après la dévaluation du peso mexicain, validant l'effet Tequila.

A la suite de ces travaux, Forbes et Rigobon (2000, 2002) mettent en évidence les limites des tests de contagion basés sur l'étude des coefficients de corrélation⁸. Ils montrent que les tests économétriques de la contagion sont biaisés à cause de la présence d'hétéroscédasticité, de variables endogènes et de variables omises. Forbes et Rigobon (2000, 2002) proposent une procédure d'ajustement du biais d'hétéroscédasticité⁹ et Rigobon (1999, 2003) établit une nouvelle procédure d'identification¹⁰ se basant sur l'hétéroscédasticité des chocs structurels pour résoudre le problème des variables endogènes.

Par ailleurs, les travaux de Rigobon (1999, 2003) sont les premiers à faire explicitement référence à la question de la stabilité des mécanismes de transmission des chocs. La contagion traduit alors la présence de non linéarités dans le mécanisme de propagation des chocs. Elle se manifeste par une modification (augmentation ou une diminution) de l'interdépendance entre les marchés. La contagion est définie comme un changement significatif dans la manière avec laquelle les chocs spécifiques aux pays se transmettent internationalement. D'un point de vue économétrique, la contagion est interprétée comme le rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des mécanismes de transmission des chocs entre pays conditionnellement à une crise ailleurs.

Forbes et Rigobon (2000) parlent dans ce cas de *shift contagion* lorsque les co-mouvements entre marchés augmentent après un choc. Le choc et sa propagation provoquent une rupture structurelle dans le mécanisme de transmission des chocs entre pays, de telle sorte que les chocs se propagent à travers des canaux qui n'existent pas durant les périodes tranquilles. L'utilisation d'un coefficient de corrélation ajusté de l'augmentation de la variance offre des résultats contradictoires¹¹ et donnent lieu à des critiques¹². La méthode employée par Rigobon (1999, 2003) (procédure en *limited information*) fait également l'objet de critiques¹³. Dans la lignée des questions soulevées par les travaux de Forbes et Rigobon et de Rigobon, les études empiriques récentes en matière de contagion s'intéressent directement à la question de la non linéarité des mécanismes de propagation des chocs entre marchés. Selon Favero et Giavazzi (2002), la contagion se manifeste par une

⁸ Concernant les critiques et les mises en garde relatives à l'utilisation des coefficients de corrélation bruts pour tester la contagion, voir également Boyer, Gibson, et Loretan (1999), Loretan et English (2000), et Dungey et Zhumabekova (2001).

⁹ Le théorème de corrélation normale mis en évidence par Ronn (1998).

¹⁰ Sans utiliser de contrainte d'exclusion, de contrainte de signe, de contrainte sur le long terme, ou de contrainte sur la covariance.

¹¹ Forbes et Rigobon (2000, 2002) concluent alors "*No contagion, only interdependence*" lors des crises émergentes récentes alors que Baig et Goldfajn (2000) mettent en évidence la présence de contagion entre la Russie et le Brésil.

¹² Voir par exemple Rigobon (1999) et Corsetti, Pericoli et Sbracia (2001).

¹³ Selon Walti (2003), les résultats obtenus par Rigobon en faveur d'un non rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres doivent être pris avec précaution puisque le pouvoir des estimateurs de variable instrumentale dépend de la taille du sous échantillon de forte volatilité et du degré d'hétéroscédasticité.

augmentation ou une diminution des liens normaux entre marchés suite à un choc initial. Favero et Giavazzi (2002) appliquent une méthode en *full information*¹⁴ à l'étude des non linéarités dans les mécanismes de propagation des chocs lors de la crise du SME. Le modèle structurel d'interdépendance des *spreads* de taux à trois mois met en évidence peu d'interdépendance entre les sept pays européens étudiés. L'hypothèse de linéarité des mécanismes de propagation des chocs (absence de contagion) est rejetée dans douze cas sur vingt épisodes de chocs locaux. Bonfiglioli et Favero (2002) estiment un modèle structurel cointégré des marchés boursiers allemand et américain de 1980 à 2002. Les estimations montrent qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de non interdépendance de long terme entre ces deux marchés boursiers. En ce qui concerne les dynamiques de court terme, les résultats mettent en évidence la présence de non linéarités dans les mécanismes de propagation des chocs entre ces deux marchés. Enfin, Walti (2003a, 2003b) applique cette technique aux crises émergentes de la décennie 1990 : la crise asiatique et l'impact de la crise russe sur les économies d'Europe centrale. Concernant la crise asiatique, Walti met en évidence le rôle significatif des chocs communs dans l'évolution des marchés boursiers asiatiques et la présence de non linéarités dans le mécanisme de propagation des chocs entre ces marchés. Les estimations montrent également la présence de non linéarités dans la transmission des chocs spécifiques aux pays lors de la crise russe. Dans les deux cas, cette transmission se fait de manière asymétrique.

3. MÉTHODE EMPIRIQUE

Cet article applique une méthode en *full information* qui permet d'étudier le phénomène de contagion en limitant les problèmes liés à l'utilisation de données financières (variables omises, variables endogènes et hétéroscédasticité). Cette méthode permet également de clarifier les qualificatifs employés en opposant clairement interdépendance et contagion. L'interdépendance est définie comme le co-mouvement simultané entre les marchés boursiers des pays i et j . La contagion est définie comme la présence de non linéarités. Cette technique permet d'isoler les chocs spécifiques à chaque pays et d'évaluer leurs effets sur les autres pays. La contagion désigne le fait qu'un choc spécifique à un pays devienne un facteur régional, autrement dit le fait que les chocs idiosyncratiques du pays i se transmettent à d'autres pays. La contagion est donc interprétée comme le rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des mécanismes de propagation des chocs entre pays conditionnellement à une crise ailleurs. L'objectif de cette étude est de mettre en évidence la présence d'une rupture dans les mécanismes de transmission des chocs lors de la crise boursière asiatique de 1997-1998 entre quatre économies (la Thaïlande, les Philippines, la Malaisie et la Corée du Sud) tout en évaluant l'importance de différents canaux de transmission.

Pour ce faire, nous estimons le modèle structurel suivant :

¹⁴ La méthode économétrique est détaillée dans la section suivante.

$$BS = \Gamma(L)S + \Phi C + E \quad (1)$$

où S désigne le vecteur des rendements boursiers, B une matrice non diagonale de coefficients d'effets contemporains et C le vecteur de chocs communs.

Le vecteur C regroupe un ensemble de variables exogènes que Masson (1998, 1999) appelle les effets de mousson. Ces chocs externes font référence à un changement majeur dans les politiques des pays industrialisés qui affecte simultanément et particulièrement les économies émergentes. De nombreux travaux ont montré l'importance des chocs communs dans le déclenchement et la propagation des crises monétaires et financières¹⁵. Nous pouvons retenir deux principaux résultats. Premièrement, Calvo, Leiderman et Reinhart (1993) ont montré que les entrées de capitaux en Amérique latine au début des années 1990 sont dues en partie au faible niveau des taux d'intérêt internationaux. Ainsi, de brusques variations de taux d'intérêt dans les pays industrialisés provoquent des changements brutaux dans les flux de capitaux internationaux en direction des pays émergents, rendant ces pays davantage vulnérables à des attaques spéculatives. Deuxièmement, les taux de change entre les principales monnaies ont également un impact sur les économies émergentes d'autant plus important que ces pays pratiquent une politique d'ancrage de leur monnaie à une devise de référence. Corsetti, Pesenti et Roubini (1999) mettent en évidence le rôle de l'évolution du yen par rapport au dollar dans la propagation de la crise asiatique. En effet, la forte appréciation du dollar par rapport au yen de 1995 à 1996 a eu un effet négatif sur la compétitivité des produits asiatiques dont les monnaies étaient pour la plupart ancrées au dollar. Cette baisse de compétitivité a provoqué le creusement des déficits courants et une diminution des réserves de change.

Ces deux éléments auraient accru la vulnérabilité de ces économies à une attaque spéculative. C'est pourquoi, notre vecteur C contient trois variables : le taux d'intérêt américain à trois mois (*federal reserve site*), le taux de change entre le yen et le dollar (*pacific exchange rate database*) et le rendement de l'indice boursier américain (*MSCI, Datastream*). L'estimation du modèle structurel décrit par l'équation (1) se fait en trois étapes¹⁶.

Première étape : La forme réduite d'un modèle structurel dynamique peut s'écrire sous forme autorégressive:

$$B^{-1}BS = B^{-1}\Gamma(L)S + B^{-1}\Phi C + B^{-1}E \quad (2)$$

$$S = B^{-1}\Gamma(L)S + B^{-1}\Phi C + B^{-1}E \quad (3)$$

¹⁵ Voir par exemple Calvo, Leiderman et Reinhart (1993), Fernandez-Arias (1996), Milesi Feretti et Razin (1998), Frankel, Schmukler et Serven (2002) et Reinhart et Reinhart (2001), Moreno et Trehan (2000).

¹⁶ Pour plus de lisibilité, nous proposons des écritures matricielles dans le cas de deux pays.

$$S = \Pi(L)S + \Theta C + B^{-1}E \quad (4)$$

$$B^{-1}E = \left[\begin{pmatrix} U_{1,t} \\ U_{2,t} \end{pmatrix} / I_{t-1} \right] \rightarrow \left[\begin{matrix} 0 \\ 0 \end{matrix}, \Sigma_t \right] \quad (5)$$

On estime la forme réduite décrite par l'équation (4). Comme le montre l'équation (5), les résidus de la forme réduite autorégressive sont anormaux et hétéroscédastiques.

Deuxième étape : Pour pouvoir faire une estimation par moindres carrés ordinaires, il faut éliminer l'anormalité et l'hétéroscédasticité de la matrice des résidus. Pour se faire, on transforme les résidus en introduisant des *dummies* comme le décrit l'équation (6).

$$\text{Dummy} = 1 \text{ si } e = 2s, 0 \text{ sinon} \quad (6)$$

On obtient alors, sous forme matricielle :

$$\begin{bmatrix} S_{1,t} \\ S_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_{11} & \mathbf{p}_{12} \\ \mathbf{p}_{22} & \mathbf{p}_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{1,t-1} \\ S_{2,t-1} \end{bmatrix} + \Theta C + B^{-1} \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1,t} \\ \mathbf{e}_{2,t} \end{bmatrix}$$

Avec :

$$\begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1,t} \\ \mathbf{e}_{2,t} \end{bmatrix} = \left[I + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{22} & a_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{1,t} & 0 \\ 0 & d_{2,t} \end{bmatrix} \right] \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1,t}^l \\ \mathbf{e}_{2,t}^l \end{bmatrix}$$

Où :

$$\begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1,t}^l \\ \mathbf{e}_{2,t}^l \end{bmatrix} \rightarrow N \left[\begin{matrix} 0 \\ 0 \end{matrix}, \Sigma \right]$$

Les résidus de cette seconde forme réduite sont normaux et homoscédastiques grâce à l'introduction des *dummies*. Nous pouvons dès lors procéder à l'estimation de la forme structurelle.

Troisième étape : L'estimation de la forme structurelle nécessite que le modèle soit identifié. Le modèle est juste identifié grâce à la restriction suivante : dans chaque équation, le propre retard de la variable dépendante est suffisant pour prendre en compte les dynamiques structurelles. On estime alors la forme structurelle suivante :

$$\begin{bmatrix} 1 & -\mathbf{b}_{12} \\ -\mathbf{b}_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{1,t} \\ S_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{11} & 0 \\ 0 & \mathbf{g}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{1,t-1} \\ S_{2,t-1} \end{bmatrix} + \Theta C + \left[I + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{1,t} & 0 \\ 0 & d_{2,t} \end{bmatrix} \right] \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{1,t}^l \\ \mathbf{e}_{2,t}^l \end{bmatrix}$$

Ce modèle structurel permet d'identifier trois canaux de transmission des chocs. L'interdépendance est déterminée comme le co-mouvement ou le *feedback* simultané entre deux marchés. Elle est testée grâce à la nullité des coefficients β_{12} et β_{21} . Les chocs communs sont testés grâce à la nullité des coefficients de la matrice Σ . La contagion est définie en termes de non linéarités dans les mécanismes de propagation des chocs entre pays. L'hypothèse nulle d'absence de non linéarités porte sur les coefficients des *dummies*¹⁷ qui représentent les chocs spécifiques à chaque pays. L'hypothèse de contagion est donc testée grâce à la nullité des *dummies* du pays i dans d'autres pays soit $H_0 : a_{ij} = 0$ quelque soit $i \neq j$. La contagion désigne le fait que des chocs spécifiques à un pays se transmettent à d'autres pays. Autrement dit, la contagion est définie comme un changement dans la volatilité du marché i (pays en crise) qui génère une rupture structurelle dans les paramètres mesurant l'interdépendance entre les marchés i et j .

4. RÉSULTATS

Nous estimons le modèle pour la Thaïlande, les Philippines, la Malaisie, et la Corée du Sud sur la période allant de janvier 1994 à octobre 2003 à l'aide du logiciel économétrique *GiveWin* et de l'extension *PcGive*. Nous utilisons des données à fréquence mensuelle qui devraient permettre de détecter des canaux de propagation non contingents (chocs communs et interdépendance) et des canaux contingents aux crises (non linéarité). Les données boursières proviennent de *Datastream*. Les indices boursiers¹⁸ sont exprimés en monnaie locale et sont calculés par *MSCI*¹⁹.

Comme nous l'avons déjà justifié précédemment, la matrice de chocs communs contient trois variables : le rendement de l'indice boursier américain, le taux d'intérêt américain à trois mois et le taux de change yen dollar (cf. tableau n° 6 pour une description des variables). D'après les tests de racine unitaire (*Augmented Dickey Fuller*) pratiqués, les données brutes (les indices boursiers) sont non stationnaires. La différenciation logarithmique des données permet de stationnariser les variables étudiées²⁰. En outre, la différenciation logarithmique est une approximation du taux de variation. Les variables boursières peuvent alors être interprétées comme des rendements.

4.1. Première étape : estimation de la forme réduite

Nous estimons la forme réduite d'un VAR(1). D'après le tableau n° 1, les résidus apparaissent anormaux et hétéroscédastiques. Nous introduisons

¹⁷ Comme dans Favero et Giavazzi (2002), les *dummies* sont introduites de manière additive.

¹⁸ La figure n° 2 offre une représentation graphique des indices boursiers asiatiques.

¹⁹ *Morgan Stanley Capital International inc.* Pour des détails sur la construction des indices, voir www.msdata.com.

²⁰ Les résultats des tests de racine unitaire sont disponibles auprès de l'auteur.

des *dummies* pour filtrer les résidus de la présence d'*outliers* selon la méthode décrite dans la partie précédente.

La majorité des *dummies* appartiennent à la période 1997-1998 (tableau n° 2), témoignant de la crise sur les marchés boursiers de la région. L'introduction des *dummies* doit permettre d'éliminer les *outliers* des résidus de la forme réduite.

Tableau n° 1. Tests de diagnostics de la forme réduite sans *dummies*

	Tests de diagnostics
DLThail	AR 1-7 test : F(7, 101)=1.2859 [0.2649]
DLPhil	AR 1-7 test : F(7, 101)=1.2268 [0.2951]
DLMal	AR 1-7 test : F(7, 101)=0.43905 [0.8754]
DLCorée	AR 1-7 test : F(7, 101)=0.84034 [0.5565]
DLThail	Normality test : Chi ² (2)=8.0811 [0.0176]*
DLPhil	Normality test : Chi ² (2)=5.0078 [0.0818]
DLMal	Normality test : Chi ² (2)=3.9850 [0.1364]
DLCorée	Normality test : Chi ² (2)=33.754 [0.0000]**
DLThail	ARCH 1-7 test : F(7, 94)=4.4117 [0.0003]**
DLPhil	ARCH 1-7 test : F(7, 94)=2.0573 [0.0558]
DLMal	ARCH 1-7 test : F(7, 94)=1.0333 [0.4133]
DLCorée	ARCH 1-7 test : F(7, 94)=2.4492 [0.0237]*
DLThail	Hetero test : F(14,93)=1.2821 [0.2334]
DLPhil	Hetero test : F(14,93)=2.7955 [0.0016]**
DLMal	Hetero test : F(14,93)=4.8299 [0.0000]**
DLCorée	Hetero test : F(14,93)=0.70578 [0.7634]
DLThail	Hetero-X test : F(35,72)=1.1129 [0.3442]
DLPhil	Hetero-X test : F(35,72)=2.0164 [0.0061]**
DLMal	Hetero-X test : F(35,72)=3.5254 [0.0000]**
DLCorée	Hetero-X test : F(35,72)=0.56297 [0.9682]

Tableau n° 2. Variables *dummies* introduites dans la seconde forme réduite

Pays	Thaïlande	Philippines	Malaise	Corée
	T1196	P0597	M0597	C1197
	T0697	P0997	M0997	C0298
	T0897	P1198	M1197	C0498
	T0298	P1001	M0998	C0898
	T0498		M1098	
	T0798		M0599	
	T1198		M0100	
TOTAL	7	4	7	4

4.2. Deuxième étape: introduction des variables *dummies*

Comme le montrent les tests de diagnostics résumés dans le tableau n° 3, l'introduction des vingt-deux *dummies* permet de rendre les résidus de la forme réduite normaux et homoscedastiques. Comme dans Walti (2003), la robustesse des variables muettes est validée par une analyse événementielle dans le tableau 7. Nous établissons la correspondance entre onze variables *dummies* et leur signe avec des événements économiques et/ou politiques dans les quatre pays étudiés à l'aide des *news* fournis par Walti (2003), Kamisky et Schmukler (1999), et Kaminsky et Reinhart (2002). La robustesse des *dummies* est également testée par l'introduction de quatre autres pays dans la forme réduite (Chine, Hong Kong, Singapour et Taiwan). Vingt des vingt deux *dummies* restent alors présentes.

Tableau n° 3. Tests de diagnostics de la forme réduite avec dummies

	Tests de diagnostics
DLThaïl	AR 1-7 test : F(7, 79)=0.54464 [0.7981]
DLPhil	AR 1-7 test : F(7, 79)=0.81795 [0.5752]
DLMal	AR 1-7 test : F(7, 79)=0.44876 [0.8682]
DLCorée	AR 1-7 test : F(7, 79)=0.63261 [0.7276]
DLThaïl	Normality test : Chi ² (2)=4.4516 [0.1080]
DLPhil	Normality test : Chi ² (2)=0.71974 [0.6978]
DLMal	Normality test : Chi ² (2)=1.8717 [0.3922]
DLCorée	Normality test : Chi ² (2)=2.4130 [0.2992]
DLThaïl	ARCH 1-7 test : F(7, 72)=0.85859 [0.5433]
DLPhil	ARCH 1-7 test : F(7, 72)=0.45722 [0.8621]
DLMal	ARCH 1-7 test : F(7, 72)=0.39594 [0.9018]
DLCorée	ARCH 1-7 test : F(7, 72)=0.19410 [0.9858]
DLThaïl	Hetero test : F(30,55)=0.35077 [0.9987]
DLPhil	Hetero test : F(30,55)=0.32460 [0.9993]
DLMal	Hetero test : F(30,55)=0.95394 [0.5454]
DLCorée	Hetero test : F(30,55)=0.36644 [0.9980]

4.3. Troisième étape : estimation de la forme structurelle

Dans un premier temps, nous estimons la forme structurelle du modèle. Le modèle est juste identifié en supposant que seul le propre retard de la variable endogène permet de prendre en compte l'ensemble de la dynamique du modèle.

Dans un second temps, nous effectuons des restrictions de suridentification. Ces restrictions doivent être acceptées par un test de suridentification à l'aide d'une statistique du χ^2 . Comme dans Favero et Giavazzi (2002), nous réalisons les restrictions de suridentification suivantes :

- Premièrement, les *dummies* non significatives dans la forme réduite sont posées égales à zéro dans la forme structurelle. On obtient une première estimation du modèle structurel dans lequel les variables contemporaines non significatives sont les suivantes: DLCorée et DLPhil dans l'équation DLThaï, DLThaï et DLCorée dans l'équation DLPhil, DLCorée dans l'équation DLMal et DLMal et DLThaï dans l'équation DLCorée.
- Deuxièmement, nous imposons des restrictions sur les variables explicatives contemporaines non significatives à partir des résultats précédents. Nous cherchons alors la combinaison de restrictions acceptée par un test de suridentification.

La présentation des résultats de l'estimation du modèle structurel se fait en deux étapes. Premièrement, dans le tableau n° 4, nous présentons les effets des chocs communs et de l'interdépendance entre les quatre marchés boursiers étudiés. Les restrictions de suridentification acceptées par la statistique du χ^2 sont les suivantes: DLCorée et DLPhil dans l'équation DLThaï et DLMal et DLThaï dans l'équation DLCorée.

Tableau n° 4 : Modèle structurel d'interdépendance

	DLThai	DLPhil	DLMal	DLCorée
Constante	-0.0137957 (0.006798)	-0.00890486 (0.005374)	0.00318083 (0.008014)	-0.002819 (0.007535)
Endogène retargée	-0.200541 (0.06871)	0.0379355 (0.05304)	0.079358 (0.07249)	0.266116 (0.06567)
DLThai	X X	-0.0206881 (0.1000)	-0.359462 (0.1466)	R R
DLPhil	R R	X X	1.04529 (0.3186)	0.295735* (0.1529)
DLMal	0.802588 (0.1921)	0.272065 (0.1262)	X X	R R
DLCorée	R R	0.112473 (0.1268)	0.346784* (0.1841)	X X
Chocs communs	DLThai	DLPhil	DLMal	DLCorée
Indice boursier US DLUSA	0.291595 (0.2113)	0.602439 (0.1557)	-0.364270 (0.2707)	0.604682 (0.2262)
Taux d'intérêt US DLfedfund	-0.241984* (0.1221)	-0.0584746 (0.09935)	-0.0014463 (0.1251)	-0.259964 (0.1223)
Taux de change yen dollar DLyen usd pacific	-0.271753 (0.2311)	0.268103 (0.1903)	-0.472632* (0.2648)	-0.323212 (0.2366)
Ecart -type	0.0680143	0.0541523	0.0707666	0.073033
Observations	116	116	116	116
LR Test of overidentifying restrictions : $\chi^2(62)=80.921$ [0.0537]				
<i>Le tableau présente les coefficients estimés et les écart-types entre parenthèses. Les coefficients en gras sont significativement différents de zéro à 5% et les coefficients en gras suivis de * sont significativement différents de zéro à 10%.</i>				

Les résultats mettent en évidence que la significativité des variables de choc commun sur l'évolution des marchés boursiers asiatiques doit être nuancée. Premièrement, l'hypothèse de Corsetti, Pesenti et Roubini (1999) sur le rôle joué par la variation du taux de change yen dollar dans la crise asiatique n'est validée que dans le cas de la Malaisie. Deuxièmement, l'influence du taux d'intérêt américain à court terme se limite à la Thaïlande et la Corée. Enfin, seuls les marchés boursiers philippin et coréen sont influencés significativement par l'évolution du marché boursier américain. En ce qui concerne l'interdépendance entre ces quatre marchés, on constate la présence de relations d'interdépendance assez importantes, en particulier entre la Malaisie et la Thaïlande. En effet, l'indice boursier de la Malaisie est significatif dans l'équation de la Thaïlande. Et l'indice boursier thaïlandais est significatif dans l'équation de la Malaisie. On constate le même type de relation entre la Malaisie et les Philippines. On remarque enfin que la Corée du Sud semble peu influencée par des relations d'interdépendance.

La présence de liens d'interdépendance entre ces quatre économies contraste avec les résultats obtenus par Walti (2002) qui met en évidence l'absence notable d'interdépendance entre les cinq économies asiatiques étudiées (Thaïlande, Malaisie, Philippines, Indonésie et Corée du Sud). L'étude de Walti se base sur des données journalières allant du 1^{er} juillet 1996 au 31 juillet 1998. L'interdépendance est donc mesurée sur une période plus courte, avec des données à haute fréquence et sur une période de crise, période durant laquelle les liens d'interdépendance sont susceptibles d'être modifiés. Notre étude portant sur une période plus longue avec une fréquence

mensuelle semble autoriser la prise en compte de relations de moyen terme entre les marchés boursiers.

Tableau n° 5 : Contagion

	DLThai	DLPhil	DLMal	DLCorée
T1196 (-)	-0.147854 (0.05764)	R	R	R
T0697 (-)	-0.234003 (0.06148)	R	R	R
T0897 (+)	0.401813 (0.06898)	R	R	R
T0298 (+)	0.377360 (0.06512)	R	R	<i>0.365891</i> <i>(0.07078)</i>
T0498 (-)	-0.200296 (0.06249)	R	R	-0.226548 (0.06833)
T0798 (-)	-0.204715 (0.06887)	<i>-0.133800</i> <i>(0.05398)</i>	R	R
T1198 (+)	R	R	R	R
P0597 (-)	R	-0.172228 (0.04986)	0.0684786 (0.09170)	R
P0997 (-)	R	R	R	R
P1198 (+)	0.148743 (0.07179)	0.186328 (0.05948)	-0.0387539 (0.1040)	R
P1001 (-)	-0.0619927 (0.07376)	-0.125455 (0.05397)	R	R
M0597 (-)	R	R	R	R
M0997 (-)	-0.0659774 (0.08820)	-0.163578 (0.06342)	-0.607039 (0.1014)	R
M1197 (-)	-0.0646254 (0.07650)	R	-0.0911179 (0.06950)	-0.234455 (0.07182)
M0998 (-)	R	-0.0666161 (0.06203)	-0.163999 (0.08831)	R
M1098 (+)	-0.254841 (0.07491)	R	0.181658 (0.07406)	R
M0599 (+)	0.103211 (0.07182)	R	0.228172 (0.07208)	R
M0100 (+)	R	R	0.161464 (0.06368)	R
C1197 (-)	R	R	R	R
C0298 (+)	R	R	R	R
C0498 (-)	R	R	R	R
C0898 (+)	R	R	R	0.137148 (0.06340)

*Le tableau présente les coefficients estimés et les écart-types entre parenthèses.
Les coefficients en italique et en gras représentent les cas de non linéarités.*

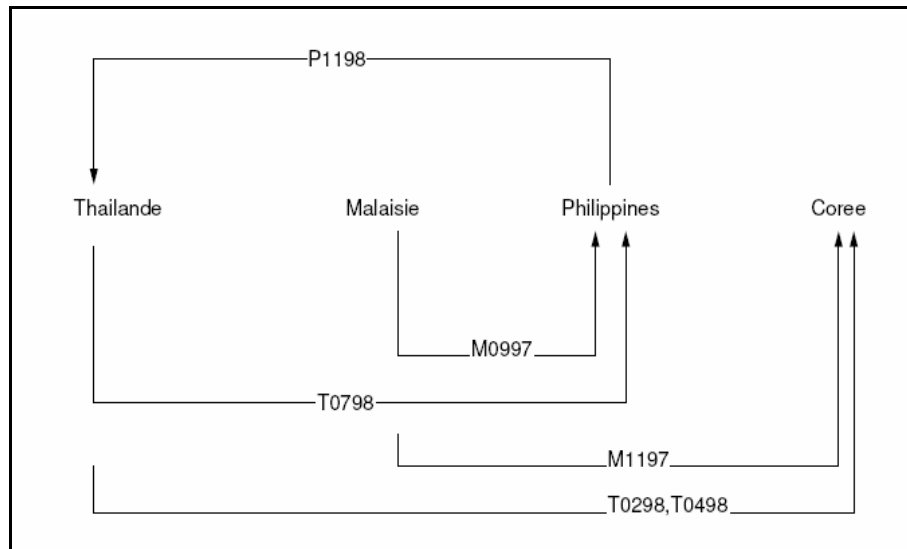
Deuxièmement, le tableau n° 5 présente les résultats de la présence de contagion/non linéarités entre les marchés boursiers asiatiques. Les estimations montrent que les *dummies* du pays *i* sont significatives dans l'équation du pays *j*. Ce résultat est vrai pour les quatre pays étudiés. Le fait que les *dummies* du pays *i* soient significatives dans l'équation du pays *j* ne constitue pas une preuve de contagion définie comme la présence de non linéarités. En effet, il faut que les *dummies* du pays *i* soient significatives dans l'équation des autres pays, c'est-à-dire que les chocs idiosyncratiques se transmettent à d'autres pays. La figure n° 1 présente une synthèse des mécanismes de non linéarités entre les quatre marchés boursiers étudiés.

Premièrement, on constate l'influence de trois chocs thaïlandais sur les Philippines et la Corée. Deuxièmement, on note la présence d'une rétroaction vers la Thaïlande d'un choc philippin à la fin de 1998. Troisièmement, on remarque que certains pays sont particulièrement touchés par ces mécanismes alors que d'autres en sont épargnés. La Corée et les Philippines sont particulièrement vulnérables aux non linéarités (les Philippines sont touchées par des chocs thaïlandais et malais et la Corée est influencée par deux chocs thaïlandais et un choc malais) alors que la Malaisie en est épargnée.

Tableau n° 6 : Description des variables
(données mensuelles de janvier 1994 à octobre 2003)

Variabes	Origine des données	Transformation	Libellé
Indice boursier Thaïlande	MSCI Datastream	DLog	DLThai
Indice boursier Philippines	MSCI Datastream	DLog	DLPhil
Indice boursier Malaisie	MSCI Datastream	DLog	DLMal
Indice boursier Corée du Sud	MSCI Datastream	DLog	DLCorée
Taux d'intérêt US court	Federal Reserve website	DLog	DLfedfund
Taux de change yen/dollar	Pacific database	DLog	DLYen usd pacific
Indice boursier US	MSCI Datastream	DLog	DLUSA

Figure n° 1 : Contagion/Non linéarités



Les flèches n'indiquent pas de liens de causalités. Par exemple, M0997 signifie que la dummy témoignant d'un choc en Malaisie en septembre 1997 est significative dans l'équation des Philippines.

Figure n° 2 : Évolution des indices boursiers asiatiques en monnaie locale de janvier 1994 à octobre 2003

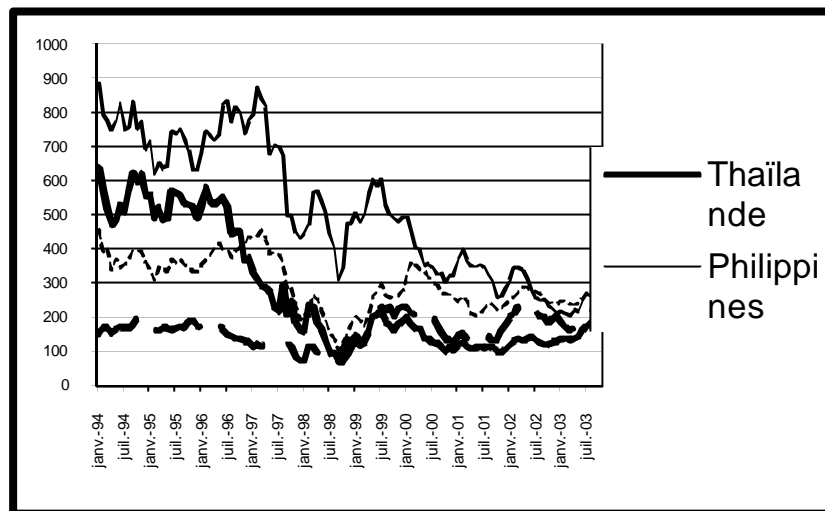


Tableau n° 7 : Dummies justifiées par une analyse évènementielle

T1196 (-)	Premier épisode de pressions sur le marché des changes thaïlandais consécutivement à la faillite de la <i>Bangkok bank of commerce</i> et de l'injection de liquidité par les autorités monétaires thaïlandaises
T0697 (-)	Chute importante de l'indice boursier à cause de l'instabilité politique. Démission du ministre des finances.
T0897 (+)	Flottement du baht le 2 juillet 1997. Cette dévaluation doit avoir des conséquences favorables sur les exportations du pays. Optimisme qui favorise une hausse de l'indice boursier.
T0298 (+)	Optimisme consécutif à l'annonce en janvier d'une inflation moins importante que prévue. Les cours boursiers augmentent.
P0997 (-)	Banquiers et investisseurs anticipent un ralentissement du développement des marchés financiers suite à une loi taxant les actions et les obligations.
M0997 (-)	Le gouvernement malais interdit les ventes sur les marchés d'actions et impose des restrictions sur les ventes à terme sur le ringgit alors que l'indice boursier plonge.
M1197 (-)	Chute de l'indice boursier alors que la Corée du Sud entre en crise (C1197)
M0998 (-)	La Malaisie introduit un contrôle des capitaux.
C1197 (-)	La Corée entre en crise. L'indice boursier connaît la plus forte baisse de son histoire alors que le pays se prépare à accepter un prêt du FMI en échange d'une réduction des dépenses publiques.
C0498 (-)	Forte baisse de l'indice boursier à la suite de violentes manifestations.
C0898 (+)	Reprise de la croissance de l'indice boursier. Optimisme dû à la combinaison d'une monnaie forte et de taux d'intérêt en baisse.
<i>Ces news proviennent de Wälti (2003), de Kaminsky et Schmukler (1999), et de Kaminsky et Reinhart (2002).</i>	

Ces résultats permettent d'établir un scénario de transmission régionale de la crise boursière asiatique. Les estimations montrent que les liens entre ces quatre marchés sont élevés tout au long de la période d'étude. L'interdépendance permet en particulier d'expliquer la transmission de la crise

entre la Thaïlande et la Malaisie et entre la Malaisie et les Philippines. La crise de 1997-1998 modifie les liens "normaux" d'interdépendance puisque les chocs spécifiques à chaque pays se transmettent à d'autres pays. Durant la période de crise apparaissent des liens qui n'existent pas durant la période normale : les chocs thaïlandais affectent les Philippines et la Corée et les chocs en Malaisie influencent la Corée et les Philippines. Par ailleurs, nous montrons la présence d'un *feedback* vers la Thaïlande qui peut expliquer la durée de la crise. Au total, ces résultats montrent que durant la crise asiatique, il y a eu une rupture structurelle des mécanismes de transmission des chocs validant la présence de *shift contagion* au sens de Forbes et Rigobon (2000, 2002) ou la présence de non linéarités au sens de Favero et Giavazzi (2002).

5. CONCLUSIONS

Cet article estime un modèle structurel d'interdépendance et de chocs communs pour déterminer les mécanismes de transmission des chocs entre les marchés boursiers de quatre économies asiatiques de janvier 1994 à octobre 2003. Nos résultats sont en accord avec ceux de la littérature et mettent en évidence l'existence de non linéarités dans les mécanismes de transmission des chocs lors de la crise boursière asiatique de 1997-1998. Les estimations montrent que les marchés boursiers des quatre économies asiatiques ont des relations d'interdépendance assez marquées. Lors de la crise boursière de 1997-1998, ces liens sont modifiés. Durant la période de crise, la transmission de chocs spécifiques entre ces économies traduit la présence de non linéarités dans les mécanismes de propagation régionale des chocs. Ce résultat témoigne de la validité des canaux relatifs aux théories contingentes aux crises.

Cette étude étend donc les résultats de la littérature en montrant que des pays ayant des relations d'interdépendance peuvent connaître une rupture de ces liens normaux durant une période de crise ; autrement dit qu'interdépendance et contagion ne sont pas des phénomènes contradictoires.

RÉFÉRENCES

- Allen F., Gale D., 2000, "Financial contagion", *Journal of Political Economy*, 108.
- Baig T., Goldfajn I., 1998, "Financial Market Contagion in the Asian Crisis", *IMF Working Papers*, 155.
- Baig T., Goldfajn I., 2000, "The Russian Default and the Contagion to Brazil", dans Claessens J. et Forbes K., *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.
- Bazdresch S., Werner A., 2000, "Contagion of International Financial Crisis: the Case of Mexico", dans Claessens J. et Forbes K., *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.

- Bonfiglioli A., Favero C., 2002, "Explaining Co-Movements between Stock Markets: the Case of US and Germany", *IGIER Working Paper*, 165.
- Boyer B.H., Gibson M.S., Loretan M., 1999, "Pitfalls in Test for Changes in Correlations", *International Finance Discussion Paper Board of Governors of the Federal Reserve System*, 597, Mars.
- Calvo G.A., Leiderman L., Reinhart C., 1993, Capital Flows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America, *IMF Staff Papers*, 40(1), pp. 108-151.
- Calvo G.A., 1999, "Contagion in Emerging Markets: when Wall Street is a Carrier", Working Paper, Université du Maryland.
- Calvo G.A., Mendoza E., 2000, "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets", *Journal of International Economics*, 51, pp. 79-113.
- Calvo S., Reinhart C., 1996, "Capital Flows to Emerging Countries; Is there Evidence of Contagion Effects", dans Calvo G., Goldstein M. Hochreiter E., *Private Capital Flows to Emerging Markets*, Institute for International Economics.
- Caramazza F., Ricci L.A., Salgado R., 2000, "Trade and Financial Contagion in Currency Crises", *IMF Working Papers*, 55, Mars.
- Caramazza F., Ricci L.A., Salgado R., 2004, "International Contagion in Currency Crises", *Journal of International Money and Finance*, 23, pp. 51-70.
- Corsetti G., Pericoli P., Sbracia M., 2001, "Correlation Analysis of Financial Contagion: What Should We Know before Running a Test", *Temi di Discussione*, N° 408, June, Banque d'Italie.
- Corsetti G., Pesenti P., Roubini N., 1999, "What Caused the Asian Currency and Financial Crisis?", *Japan and the World Economy*, 11, pp.305-373.
- Corsetti G., Pesenti P., Roubini N., Tille C., 1999, "Competitive Devaluations: a Welfare-Based Approach", *NBER Working Papers*, 6889, January.
- Corsetti G., Pesenti P., Roubini N., Tille C., 2000, "Competitive Devaluations: toward a Welfare-Based Approach", *Journal of International Economics*, 51, pp. 217-241.
- Dornbusch R., Park Y.C., Claessens J., 2000, "Contagion: How it spreads and how it can be stopped", dans Claessens J. et Forbes K., *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.
- Dungey M., Zhumabekova D., 2001, "Testing for Contagion Using Correlations: some Words of Caution", *Working Paper Pacific Basin Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies*, 01/09, Septembre.
- Edwards S., 2000, "Contagion", *World Economy*, 23.

- Eichengreen, Rose A., Wyplosz C., 1996, "Contagious Currency Crises", *NBER Working Papers*, 5681.
- Favero C., Giavazzi F., 2002, "Is the International Propagation of Financial Shocks Non-Linear: Evidence from the ERM", *Journal of International Economics*, 57, pp. 231-246.
- Fernandez-Arias E., 1996, The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?, *Journal of Development Economics*, 48, pp. 389-418, Mars.
- K. Forbes et R. Rigobon. Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. In *Claessens J. et Forbes K. International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer Academic Publishers, 2000.
- Forbes K., Rigobon R., 2002, "No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements", *The Journal of Finance*, LVII, (5), Octobre.
- Frankel J., Rose A., 1996, Currency Crashes in Emerging Markets: an Empirical Treatment, *Journal of International Economics*, 41, pp. 351-366.
- Gerlach S., Smets F., 1995, "Contagious speculative attacks", *European Journal of Political Economy*, 11.
- Glick R., Rose A., 1999, "Contagion and Trade: why are Currency Crises Regional?", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 603-617.
- Kaminsky G.L., Reinhart C.M., 1999, "Bank Lending and Contagion: Evidence from the Asian Crisis", *NBER 10th Annual East Asia Seminar on Economics*, 10-12 June.
- Kaminsky G.L., Reinhart C.M., 2002, "Financial Markets in Times of Stress", *Journal of Development Economics*, 69, pp. 451-470.
- Kaminsky G.L., Schmukler S.L., 1999, "What Triggers Market Jitters? A Chronicle of the Asian Crisis", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 537-560.
- King M.A., Wadhvani S., 1990, "Transmission of Volatility between Stock Markets", *Review of Financial Studies*, 3, (1).
- Loretan M., English W.B., 2000, "Evaluating Correlation Breakdowns during Periods of Market Volatility", *International Financial Markets and the Implications for Monetary and Financial Stability*, BIS.
- Masson P., 1998, "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria", *IMF Working Papers*, 98-142, Septembre.
- Masson P., 1999, "Contagion: Macroeconomics Models with Multiple Equilibria", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 587-602.
- Milesi-Ferretti G., Razin A., 1998, "Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities", *NBER Working Papers*, 6620.

- Moreno R., Trehan B., 2000, "Common Shocks and Currency Crises", *Working Paper in Applied Economic Theory, Federal Reserve Bank of San Francisco*, 05.
- Pericoli M., Sbracia M., 2003, "A Primer on Financial Contagion", *Journal of Economic Surveys*, 17 (4).
- Reinhart C., Reinhart V., 2001, "What hurts most: G3 exchange rate or interest volatility?", NBER N° 8535, Octobre.
- Rigobon R., 1999, "On the Measurement of the International Propagation of Shocks", *NBER Working Papers*, 7354, Septembre.
- Rigobon R., 2003, "On the Measurement of the International Propagation of Shocks: is the Transmission Stable?", *Journal of International Economics*, 61, pp. 261-283.
- Ronn E., 1998, "The Impact of Large Changes in Asset Prices on Intra Market Correlations in the Stock and Bond Markets", working paper.
- Sander H., Kleimeier S., 2003, "Contagion and Causality: An Empirical Investigation of Four Asian Crisis Episodes", *International Financial Markets, Institutions & Money*, 13, pp. 171-186.
- Valdès R. O., 1997, "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory", Working Paper, Banque Centrale du Chili, N° 7.
- Van Rijckeghem C., Weder B., 1999, "Financial Contagion : Spillovers through Banking Centers", *Joint WIDER and World Bank Conference*, Novembre.
- Van Rijckeghem C., Weder B., 2001, "Sources of Contagion: is it Finance or Trade", *Journal of International Economics*, 54, pp. 293-308.
- Walti S., 2003a, "Contagion and Interdependence among Central European Economies: the Impact of Common External Shocks", *HEI Working Paper*, 02/2003, Janvier.
- Walti S., 2003b, "Testing for Contagion in International Financial Markets: Which Way to Go?", *HEI Working Paper*, Mars.

ON THE REGIONAL SPREADING OF THE ASIAN STOCK MARKET CRISIS

Abstract - This paper studies the propagation mechanisms that may explain the regional contagion of the Asian stock market crisis of 1997-1998. Contagion is defined as non linearity in the shock propagation between markets. We estimate a full information model from January 1994 to October 2003 on the stock markets of four Asian countries: Thailand, Malaysia, the Philippines, and South Korea. The results show that there exist marked links pointing to the interdependence of the stock markets of the studied economies. During the Asian crisis, a structural break in normal links occurred, which highlighted the role of non linearities in spreading the shocks.