

LA CONTAGION DE LA CRISE ASIATIQUE : DYNAMIQUES DE COURT TERME ET DE LONG TERME

Mohamed Ayadi, Riadh Boudhina,
Wajih Khallouli & René Sandretto¹

Date de réception de l'article: 28 décembre 2004

Date d'acceptation pour publication: 15 mai 2006

RÉSUMÉ. Dans cet article, nous testons la présence de contagion durant la crise financière asiatique. À cet effet, nous proposons une nouvelle procédure qui consiste à tester la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs estimés à travers un modèle d'interdépendance de long terme. Nous appliquons cette méthodologie aux marchés des dettes souveraines (*spreads*) qui mesurent la perception du risque. Nos résultats montrent la contamination de la Malaisie et des Philippines par le phénomène de contagion.

Classification *JEL*: C32; F31; G15.

Mots-clefs: Crise financière asiatique; contagion; modèle à correction d'erreur non-linéaire.

ABSTRACT. In this paper, we test the presence of contagion during the Asian financial crisis. We propose a new procedure which consists in testing the non-linearity of the mechanisms spreading shocks, estimated with a model of long term interdependence. We apply this methodology to the markets of the sovereign debts (*spreads*) which measure perceptions of risk. Our results prove that Malaysia and the Philippines were contaminated by contagion.

JEL Classification: C32; F31; G15.

Keywords: Asian Financial Crisis; Contagion; Non-Linear Error Correction Model.

1. Auteur correspondant: Wajih KHALLOULI, Assistant à L'École Supérieure des Sciences Économiques et Commerciales, Université de Tunis (Wajih.Khallouli@essec.rnu.tn); Mohamed AYADI, Professeur à l'ISG, Université de Tunis; Riadh BOUDHINA, Assistant à l'ISCAE, Université El-Mannouba; René SANDRETTO, Professeur à l'Université Lumière Lyon II.

La crise asiatique a été marquée par une grande agitation ayant affecté le comportement des investisseurs internationaux, ainsi que par un brusque revirement de leurs anticipations et attitudes. Il en a résulté un enchaînement assez spectaculaire de crashes qui a commencé par l'effondrement du baht thaïlandais le 2 juillet 1997. L'Indonésie (août 1997), les Philippines (août 1997), la Malaisie (août 1997) et Singapour (septembre 1997) ont ensuite été affectés successivement par la crise. Au début du mois d'octobre de la même année, des pressions spéculatives ont ébranlé Taiwan, menaçant alors de se propager vers Hong Kong et la Corée du sud. Effectivement, Hong Kong était en crise à la fin du mois d'octobre 1997 et le won coréen se dépréciait de plus de 25 % en novembre 1997. En fait, il n'est pas surprenant que la crise thaïlandaise se soit transmise aux autres pays, car ces pays sont géographiquement situés dans la même région. En outre, ils partagent de nombreuses similarités structurelles et entretiennent d'importants liens commerciaux et financiers. Ces économies sont ainsi fortement imbriquées, aussi bien durant la période de stabilité que durant les périodes de crise.

Ce phénomène de propagation n'est généralement pas considéré dans les travaux récents comme une contagion définie, suite aux travaux de Masson (1999), comme la transmission de la crise d'un pays à un autre *via* des mécanismes complexes qui ne dépendent pas des caractéristiques fondamentales des économies affectées. Le plus souvent, cette propagation est plutôt considérée comme le résultat d'interdépendances (Kaminsky et Reinhart, 2000; Forbes et Rigobon, 2002). Ce concept d'interdépendance² a été développé par Forbes et Rigobon (2001) dans les théories non contingentes aux crises. Celles-ci supposent que les mécanismes de transmission, après un choc initial, ne diffèrent pas de ceux antérieurs à la crise, au motif que les chocs se propagent *via* des liens réels et financiers stables entre les pays, tels que les liens commerciaux bilatéraux ou les liens avec un marché tiers (Gerlach et Smets, 1995; Corsetti *et al.*, 1999)³ et les liens financiers avec un créancier commun (Kaminsky et Reinhart, 2000; Van Rijckeghem et Weder 2003). L'interdépendance ainsi engendrée par ces liens réels et financiers, produit alors une détérioration permanente des fondamentaux des pays affectés durant même la période de stabilité. Un autre canal de propagation proposé par ces théories non contingentes aux crises est celui des chocs agrégés non observables, dits chocs communs (Masson, 1999). Ce genre de chocs peut être représenté par un changement dans la demande globale, des chocs exogènes de liquidité, un changement du taux d'intérêt étranger ou du sentiment des investisseurs ainsi que de leur degré d'aversion au risque.

Toutefois, étant donné leur bonne santé, l'effondrement paroxystique des pays de l'Asie de l'Est⁴ lors d'une courte période de quelques mois, a fait renaître le débat interdépendance/contagion.

2. Le concept d'interdépendance est qualifié aussi dans certains travaux par la contagion fondamentale (Kaminsky et Reinhart, 2000). Par souci de clarté, nous réserverons les expressions "contagion" et "contamination" à la seule contagion pure (au sens de P. Masson) et le mot "transmission" aux mécanismes d'interdépendances. Le terme "propagation" sera employé de manière générique couvrant l'une ou l'autre de ces deux logiques.

3. Cf. Glick et Rose (1999) et Van Rijckeghem et Weder (2001) pour une étude empirique du rôle des liens commerciaux.

4. D'après Sender et Kleimer (2003), ces pays avaient des politiques fiscales prudentes, des faibles taux d'inflation et un niveau remarquable d'épargne domestique et d'investissement.

C'est ainsi que la thèse de la panique caractérisant la réaction des investisseurs internationaux suite à une crise⁵ dans un autre pays, a pris plus de relief que la thèse de la détérioration des fondamentaux, même dans le cas d'une forte connexion commerciale ou financière. En effet, une crise touchant un pays peut mener dans son sillage les acteurs (spéculateurs) à se retirer de plusieurs marchés financiers, sans tenir compte de leurs situations économiques. En se basant sur les modèles macroéconomiques auto-réalisateurs avec équilibres multiples⁶, Masson (1999) a démontré qu'une crise dans un pays peut coordonner et polariser les anticipations des investisseurs en les faisant évoluer d'un bon à un mauvais équilibre dans une autre économie. Forbes et Rigobon (2001) soulignent l'influence de ce mécanisme des équilibres multiples de Masson afin d'expliquer comment les chocs peuvent être transmis entre les marchés internationaux. Ce type de mécanisme est au cœur des théories contingentes aux crises⁷. Les auteurs supposent que ce comportement de la part des investisseurs implique un changement dans les canaux de transmission durant la période de crise et donc une accentuation des liens entre les marchés financiers. Empiriquement, ce saut de l'économie est caractérisé par une non-linéarité dans les canaux de transmission internationaux. Cette non-linéarité est engendrée par la génération de nouveaux canaux temporaires durant la période de crise, outre les canaux permanents qui caractérisent l'interdépendance entre les économies. Cependant, on a toujours cherché dans les travaux empiriques à expliciter ces deux équilibres asymétriques en testant la stabilité des mécanismes de propagation afin d'identifier une éventuelle contagion. Plusieurs méthodologies ont été utilisées comme le test de non-linéarité des chocs structurels (Favero et Giavezzi, 2002; Wälti, 2003; Bonfiglioli et Favero, 2005), le test de significativité statistique de l'augmentation du degré des liens financiers avant et après la crise (Baig et Goldfajn, 1998; Forbes et Rigobon, 2002; Rigobon 2003), ou encore l'examen de la dynamique des différents sens de causalité entre les marchés financiers avant et après la crise (Masih et Masih, 1999; Sander et Kleimeir, 2003; Au Yong *et al.*, 2004).

La discrimination entre contagion et interdépendance revêt un intérêt crucial dans les décisions des autorités monétaires. Elle conditionne la définition des mesures à mettre en place afin d'éviter la contagion et de réduire la vulnérabilité aux chocs externes. En effet, si les crises sont largement transmises *via* des canaux temporaires qui existent seulement pendant la crise, comme c'est le cas de la contagion, les autorités ont alors intérêt à adopter des stratégies d'isolation de court terme, comme par exemple l'application des contrôles de capitaux. À l'inverse, si les crises sont transmises constamment *via* des canaux permanents qui existent aussi bien durant la période de tranquillité que durant la période de crise, ces stratégies de court terme risquent de ne pas suffire pour prévenir durablement les crises.

5. Une crise financière peut être une crise de change définie par Kaminsky *et al.* (1998) comme une situation dans laquelle une attaque, réussie ou non, sur la monnaie, mène à une dépréciation aiguë, un déclin dans les réserves internationales ou une combinaison des deux cas précédents quel que soit le régime de change.

6. Cf. Obstfeld (1994).

7. Les théories contingentes aux crises comportent deux autres mécanismes : le mécanisme des chocs endogènes de liquidité et le mécanisme d'économie politique (Forbes et Rigobon, 2001, pour en savoir davantage sur ces différents mécanismes).

L'objectif de cet article est de compléter la littérature relative à la contagion en présentant une nouvelle procédure pour tester la stabilité des mécanismes de propagation internationale des chocs. Dans le cas de la présence d'une relation de co-intégration, nous estimons d'abord un modèle d'interdépendance de long terme. Le terme d'erreur d'équilibre modélise ainsi les canaux à travers lesquels les chocs sont normalement propagés entre les marchés financiers. Nous testons ensuite l'hypothèse selon laquelle ces canaux ont été modifiés durant la période de crise: cela revient à tester la non-linéarité du modèle à correction d'erreur (ECM) en s'inspirant de l'approche d'Escribano-Pfann (1998). Ainsi nous diagnostiquons une logique de contagion lorsque nous relevons une non-linéarité dans l'ajustement vers l'équilibre durant la période de crise par rapport à la période de stabilité. La non-linéarité est due, dans ce cas, à une augmentation dans la réponse d'un marché aux chocs issus des autres marchés, ce qui définit la contagion. En utilisant des données journalières relatives aux *spreads* afin de mesurer le comportement des investisseurs internationaux sur cinq marchés sud-est asiatiques, nous mettons en évidence la non-linéarité des mécanismes de propagation entre les périodes de stabilité et de haute volatilité de la crise asiatique.

L'article rappelle d'abord quelles sont les mesures de la contagion, ainsi que leurs limites, puis explicite la méthodologie suivie. Il analyse la pertinence des données et présente l'ensemble des résultats obtenus avant de conclure et de s'interroger sur les extensions possibles de cette analyse.

■ MESURES DE LA CONTAGION

Afin d'identifier la contagion dans un contexte régional où les économies sont caractérisées par un fort degré d'interdépendance, les travaux empiriques récents ont essayé de tester la stabilité des mécanismes de propagation des chocs entre les marchés financiers durant la période de crise.

Approche de corrélation

Les mécanismes de propagation sont souvent approximés par le coefficient de corrélation entre les marchés financiers. La contagion est ainsi mesurée par l'augmentation significative de la corrélation entre ces marchés. King et Wadhvani (1990) ont utilisé cette méthodologie pour tester la présence de contagion entre les marchés des actifs des États-Unis, du Royaume-Uni et du Japon. Ils ont trouvé que les corrélations ont bien augmenté après le crash du marché américain de 1987. Dans le même contexte, Calvo et Reinhart (1996) ont détecté une augmentation des corrélations entre les marchés des actifs internationaux après la crise mexicaine. Baig et Goldfajn (1998) ont appliqué par ailleurs ce test de corrélation sur d'autres types de marchés financiers: les marchés de dettes souveraines, de changes et du taux d'intérêt. Ils ont conclu que l'existence de la contagion durant la crise asiatique était plus évidente sur les marchés de dettes souveraines et les marchés de changes. D'après Forbes et Rigobon (2002), ces tests qui se basent sur un simple coefficient de corrélation conduisent toujours à la même conclusion, celle de la réalisation de la contagion.

Extensions de l'approche de corrélation

Récemment, Rigobon (2000) ainsi que Forbes et Rigobon (2002) ont démontré que ce type de test, basé sur une analyse de corrélation conditionnelle, admet plusieurs limites. En effet, le test de corrélation se base essentiellement sur le test de stabilité du coefficient β de l'équation suivante :

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où x_t et y_t représentent les marchés de deux pays.

Cependant, l'utilisation des séries financières de haute fréquence entache le test de trois types de biais, suite à l'existence des problèmes d'hétéroscédasticité, d'endogénéité et d'omission de variables.

Dans un premier essai, Forbes et Rigobon (2002) ont testé la significativité statistique de l'augmentation des coefficients de corrélation ajustés seulement du biais de l'hétéroscédasticité. Ils ont conclu que la propagation de la crise asiatique résulte de l'interdépendance entre les marchés financiers et non pas de la contagion. La crise en Thaïlande s'est transmise dans la région d'un pays à un autre *via* des canaux permanents qui existaient aussi dans la période tranquille. En outre, Forbes et Rigobon (2002) ont effectué de nombreuses simulations afin de montrer la faiblesse de leur test en présence d'un biais d'endogénéité et de variables omises.

Afin de contourner ces trois types de problèmes, Rigobon (2000) spécifie un système de deux équations simultanées permettant d'éviter le biais d'endogénéité : la première équation est associée à un pays affecté par la crise et la deuxième équation est relative au pays originaire de la crise. Chacune de ces deux équations associe un terme d'erreur spécifique formé d'une variable latente z_t (une variable qui saisit les chocs agrégés non observables) et une variable aléatoire afin de contourner le problème des variables omises. Enfin, Rigobon (2000) essaye de résoudre le problème de l'hétéroscédasticité en distinguant entre la période de crise (à forte volatilité) et la période de stabilité (à faible volatilité). Formellement, le modèle prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= \beta x_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \\ x_t &= \alpha y_t + z_t + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

où, ε_t et η_t sont des termes aléatoires qui représentent les chocs structurels spécifiques aux pays. Ces chocs sont supposés indépendants mais pas nécessairement identiquement distribués et non corrélés avec la variable latente z_t . Les variables x_t et y_t ont des moyennes nulles et des variances finies.

Le problème d'endogénéité est traité *via* la simultanéité des équations. Celui des variables omises est résolu en imposant une forme particulière de la matrice de variances-covariances des erreurs qui est exprimée en fonction du paramètre γ et qui est normalisée en imposant un coefficient γ égal à l'unité pour la deuxième équation ($x_t = \alpha y_t + z_t + \eta_t$). Enfin, l'hétéroscédasticité est modélisée comme le changement dans la variance des chocs communs ou

structurels. Dès lors, le test d'une hypothèse nulle de stabilité des mécanismes de propagation (absence de contagion) contre l'hypothèse alternative d'existence de contagion, peut se ramener à un test de stabilité des paramètres (α , β et γ) du modèle (2), entre les périodes de tranquillité et de crise. Toutefois, un problème d'identification se pose puisqu'il s'agit d'un système à deux équations.

Pour contourner ce problème, Rigobon (2002) a exploité la multiplicité des régimes. En d'autres termes, en supposant les deux régimes, stable et de haute volatilité, Rigobon (2002) a déduit un nouveau système qui comporte quatre équations au lieu de deux. Le système est alors identifiable. Il est estimé en utilisant une méthode d'estimation à information limitée basée sur les variables instrumentales. En s'appuyant sur ces multiples corrections, Rigobon (2003) a développé une nouvelle procédure, à savoir le test DCC (Determinant of the Change in the Covariance)⁸. Il a utilisé cette méthodologie pour étudier la stabilité des mécanismes de propagation entre 36 marchés boursiers durant les trois récentes crises financières internationales (Mexique 1994, Asie 1997 et Russie 1998). Les résultats montrent que l'augmentation des co-mouvements entre ces marchés boursiers ne résulte pas d'une instabilité dans les mécanismes de propagation. Elle est plutôt la conséquence d'une forte interdépendance, aussi bien durant la période de crise que durant la période de tranquillité.

Limites du test DCC : définition de la période de crise

Bien que les travaux de Rigobon (2000, 2002, 2003) aient abouti à des conclusions assez intéressantes, maintes critiques, d'ordre technique pour la plupart, ont été avancées concernant la robustesse des résultats. La plus importante est l'influence de la durée de la période de crise sur la fiabilité des résultats. En effet, pour Billio et Pelizzon (2003), une longue période de crise doit comporter des observations engendrées par d'autres régimes, et non pas seulement par le régime de crise. Le coefficient de corrélation entre les marchés financiers durant la période de crise devient une combinaison linéaire des coefficients des différents régimes. Dans ce cas, la différence entre les coefficients de corrélation estimés pour les périodes de stabilité et de crise, est moins marquée et la probabilité de rejet de l'hypothèse nulle de stabilité baisse. Par contre, si la période de crise est assez courte, le risque d'inclure d'autres régimes, est très faible. Cependant, les estimations deviennent moins efficaces, augmentant par la même l'écart-type de la statistique utilisée, vu la faiblesse de la taille de l'échantillon (Dungey et Zhuravskaya, 2001), ce qui risque d'amenuiser la puissance du test. Une autre limite concerne le choix subjectif et arbitraire des points de changements structurels qui définissent le début et la fin de la période de crise (Gravello *et al.*, 2005). Il en résulte un biais dans la mesure où ces dates sont déterminées d'une manière *ad hoc*.

Afin de contourner ce problème de définition des périodes de crise, Caporale *et al.* (2005) ont testé la stabilité des mécanismes de propagation (représentés par les paramètres α et β du système 2) par une approche fondée sur une estimation comprenant la totalité de

8. Cf. Rigobon (2000) pour plus de détails sur les propriétés asymptotiques du test DCC.

l'échantillon. Des restrictions relativement plausibles ont alors été imposées pour l'identification du système. L'hétéroscédasticité est ainsi corrigée en supposant que les chocs structurels suivent un processus GARCH (1,1). Leurs résultats suggèrent l'existence de la contagion entre les marchés boursiers asiatiques, ce qui est vérifié entre les marchés des changes asiatiques par McAleer et Wei Nam (2005) en utilisant la même approche.

Dans la même logique, Favero et Giavazzi (2000, 2002) ont proposé une nouvelle méthodologie basée sur une estimation à information complète du système (2) sans la composante des variables omises. En fait, ils ont testé la contagion en identifiant la non-linéarité dans la volatilité des chocs structurels à l'origine des mécanismes de propagation. Pour ce faire, ils ont fait appel à des variables dummies qui permettent de détecter les périodes de haute volatilité. En s'inspirant de cette même méthodologie, Wälti (2003) a introduit explicitement une variable proxy des chocs internationaux communs (Monsoonal Effect). Contrairement à Rigobon (2003), il a trouvé que l'hypothèse nulle de non contagion entre les marchés boursiers asiatiques durant la crise asiatique, est largement rejetée.

Bonfiglioli et Favero (2005) distinguent dans la dynamique de long terme et celle de court terme des co-mouvements entre les marchés boursiers. À la manière de Favero et Giavazzi (2002), ils ont testé l'hypothèse nulle de non contagion à travers une estimation à information complète d'un modèle structurel co-intégré des deux marchés boursiers allemand et américain sur la période 1980-2002. Il en découle que l'hypothèse de non-interdépendance de long terme entre ces deux marchés ne peut pas être rejetée. Par ailleurs, ils ont pu vérifier la non-linéarité des chocs structurels du système en utilisant un VECM (Vector Error Correction Model) pour la forme réduite.

Dans ce qui suit, nous proposons une nouvelle approche économétrique pour tester la stabilité des mécanismes de propagation. Nous testons ainsi la non-linéarité des chocs structurels à l'instar de Favero et Giavazzi (2002). Toutefois, nous estimons ces chocs à travers une relation de co-intégration de long terme entre les marchés financiers. Par comparaison avec les travaux antérieurs ayant trait au débat interdépendance/contagion, cette nouvelle approche met l'accent sur l'utilisation de l'interdépendance de long terme dans l'identification de la contagion. Elle permet aussi de résoudre les problèmes de la définition des périodes de crise en utilisant la totalité de la période dans les estimations.

■ MÉTHODOLOGIE

La contagion est définie comme le changement significatif dans les mécanismes de propagation des chocs causés par un pays ou un groupe de pays. Ce changement est en fait synonyme de génération de nouveaux canaux de propagation, ce qui entraîne la présence de contagion au sens de Forbes et Rigobon (2001). Dans les travaux empiriques récents, ce changement est identifié *via* la non-linéarité qui figure dans l'interdépendance entre les marchés financiers (Favero et Giavazzi, 2002 ; Wälti 2003 ; Bonfiglioli et Favero, 2005). Nous distinguons ici l'interdépendance de court terme, de celle de long terme. Contrairement aux

travaux antérieurs, nous identifions la contagion *via* un modèle d'interdépendance de long terme, c'est-à-dire une spécification modélisant la dynamique qui engendre une relation d'interdépendance de long terme. Notre test de présence de contagion procède ainsi en deux étapes. Dans la première, nous testons la possibilité de présence d'interdépendance de long terme entre les marchés financiers, en identifiant des relations de co-intégration, ce qui permet d'explicitier les canaux permanents *via* lesquels les chocs sont normalement propagés. Dans la seconde étape, nous testons l'hypothèse selon laquelle ces canaux ont été modifiés durant la période de crise. En d'autres termes, nous testons la non-linéarité dans le comportement d'ajustement de court terme qui mène à l'équilibre de long terme, dans un modèle ECM.

Co-intégration, ECM linéaire et modélisation de l'interdépendance

Si la combinaison linéaire z_t de deux séries non stationnaires x_t et y_t , est stationnaire, les deux séries sont dites co-intégrées (Engle et Granger, 1987). L'équation (1) estimée ($y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + z_t$)⁹ représente alors la relation d'équilibre de long terme entre y_t et x_t . Il existe ainsi une représentation ECM qui permet de concilier les horizons temporels de court et de long terme, représentée comme suit :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où ε_t est un bruit blanc, z_{t-1} est l'erreur d'équilibre de la relation de long terme et δ est la vitesse d'ajustement de court terme vers l'équilibre de long terme. Chaque fois qu'il y a déviation, cette vitesse ramène le système à l'équilibre ou à la situation de stabilité. Dès lors, ce coefficient δ doit être négatif pour que le phénomène de retour à l'équilibre existe.

Pour Forbes et Rigobon (2001), la présence d'une relation de co-intégration montre l'existence de canaux permanents de propagation des chocs entre les marchés financiers¹⁰. Formellement, ces canaux permanents qui assurent la propagation des chocs du marché x_t vers le marché y_t sont représentés par le paramètre β de la relation d'équilibre de long terme (ÉQUATION 1). C'est la raison pour laquelle, dans les travaux qui utilisent l'approche de corrélation, le test de la présence de contagion consiste à tester la stabilité de ce coefficient β . Cependant, l'étude des mécanismes de propagation, en utilisant la co-intégration linéaire, se fait sur longue période et omet la réalisation de la vraie contagion sur courtes périodes. Nous utilisons ainsi la spécification ECM (ÉQUATION 3) comme un modèle d'interdépendance entre les deux marchés x_t et y_t . Nous étendons ensuite notre analyse à l'identification de la non-linéarité (l'asymétrie) des chocs structurels sur y_t , estimés par l'erreur d'équilibre z_{t-1} . Nous traitons donc l'ECM non linéaire ou asymétrique.

9. Nous présentons seulement le cas bivarié pour des raisons de simplicité.

10. La co-intégration linéaire est aussi utilisée pour vérifier l'intégration et l'efficacité des marchés financiers (Climent et Meneu, 2003).

Approche de l'ECM non linéaire (asymétrique): nouveau test de contagion

Le travail fondateur en matière d'ECM non linéaire est l'article de Granger et Lee (1989), développé ensuite par Escribano et Pfann (1998). Ces auteurs considèrent que les modèles ECM linéaires reposent sur des conditions restrictives à savoir :

- l'équilibre de long terme est unique ;
- l'ajustement par rapport à l'équilibre est symétrique.

Toutefois, l'hypothèse de l'unicité de l'équilibre n'est pas conforme à la réalité économique caractérisée par l'existence de situations asymétriques, comme par exemple la stabilité et la crise, ce qui engendre une multiplicité des équilibres. Cette réalité est modélisée par l'ECM non linéaire (asymétrique), l'asymétrie se situant au niveau du terme de correction d'erreur z_t qui sera scindé en deux éléments, positif et négatif :

$$z_{t-1}^+ = \begin{cases} z_{t-1} & \text{si } \Delta z_{t-1} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$z_{t-1}^- = \begin{cases} z_{t-1} & \text{si } \Delta z_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Cette transformation permet ainsi la création de deux situations d'équilibres caractérisées chacune par une vitesse d'ajustement spécifique. Le premier équilibre de stabilité est saisi par le terme z_{t-1}^+ . Par contre, l'équilibre de crise est saisi par le terme z_{t-1}^- . Dans le cas où Δz_{t-1} est nul, les mécanismes de propagation représentés par le coefficient β , sont approximés par le rapport des variations des deux séries ($\Delta z_{t-1} = 0 \Leftrightarrow \beta = \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}}$). Ce rapport représente en fait la dynamique de court terme, voire les co-mouvements qui assurent une propagation permanente des chocs entre les deux marchés financiers.

Durant la période de stabilité, ces co-mouvements s'avèrent inférieurs à un niveau β ($\Delta z_{t-1} < 0 \Leftrightarrow \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}} < \beta$). Toutefois, ils deviennent supérieurs à ce niveau durant la période de

crise ($\Delta z_{t-1} > 0 \Leftrightarrow \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}} > \beta$). Nous constatons par conséquent que dans le cas de non-linéarité de l'ECM, les mécanismes de propagation saisis par le paramètre β changent de comportement durant la période de crise, puisque nous discernons une augmentation significative dans le degré des co-mouvements entre les marchés financiers. Cette non-linéarité illustre le changement significatif dans les canaux de propagation des chocs, ce qui identifie la présence de la contagion selon notre définition.

Dès lors, la nouvelle représentation de l'ECM sera :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta_1 z_{t-1}^+ + \delta_2 z_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (4)$$

Selon Escribano-Pfann (1998), si δ_1 est statistiquement différent de δ_2 , l'hypothèse nulle de linéarité est rejetée et nous concluons à l'existence d'une asymétrie significative dans le modèle ECM. En d'autres termes, nous acceptons l'hypothèse de non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs. Nous interprétons ainsi ce résultat par la présence de la contagion dans le marché y_t généré par le marché x_t . Enfin, il faut noter que pour corriger le problème d'hétéroscédasticité identifié par un test ARCH, nous supposons que les erreurs suivent un processus GARCH(1,1).

■ ANALYSE EMPIRIQUE

Données utilisées

La plupart des travaux empiriques sur la contagion utilisent les marchés boursiers comme indicateur des attentes et du comportement des investisseurs internationaux (Tan, 1998; Masih et Masih, 1999; Rigobon 2003). D'autres travaux sont basés sur les marchés des changes (AuYong *et al.*, 2004; McAleer et Wei Nam, 2005) et sur les marchés des taux d'intérêt (Baig et Goldfajn, 1998; Khalid et Kwai, 2003). Cependant, dans notre étude, nous suivons Sander et Kleimer (2003) et utilisons des données journalières relatives aux *spreads* sur des obligations souveraines, libellées en dollars (US) et émises sur les marchés internationaux. Ce *spread* est plus approprié pour mesurer le risque auquel fait face un pays, c'est pourquoi nous l'utilisons comme un indicateur de la perception des marchés financiers internationaux.

Plus formellement, les *spreads* utilisés dans cet article sont définis comme l'écart entre les rendements des obligations risquées des pays émergents libellées en dollars (US) et le rendement sans risque du billet de trésorerie américain¹¹. Ces *spreads* peuvent être interprétés comme des primes de risque; c'est le supplément de rémunération que les investisseurs exigent pour détenir des obligations émises par les pays émergents.

Afin de tester l'existence de la contagion durant la crise asiatique, nous utilisons des *spreads* de cinq pays du Sud-Est asiatique: la Corée (COR), l'Indonésie (IND), la Malaisie (MAL), les Philippines (PHIL) et la Thaïlande (THAIL). La période étudiée va du 30 avril 1997 au 18 mai 1998 et comporte une sous-période de tranquillité (du 30/04/1997 au 01/07/1997) et une sous-période de crise qui commence le 2 juillet 1997, date de l'effondrement du bath thaïlandais (du 02/07/1997 au 18/05/1998). Les séries sont exprimées en logarithme népérien afin que l'on puisse interpréter les liens entre les *spreads* en terme d'élasticité. Les données sont extraites de Datastream. Le TABLEAU 1 fournit la matrice des corrélations, ainsi que quelques statistiques descriptives des *spreads* des pays de l'échantillon.

Nous remarquons la forte corrélation entre les *spreads* des pays de notre échantillon: la plus faible est 0,666 entre la Malaisie et la Thaïlande, tandis que la plus élevée est de l'ordre de 0,951 entre les Philippines et la Thaïlande. Ces corrélations extrêmement élevées illustrent

11. Cf. Baig et Goldfajn (1998) pour plus de détails sur la méthode de construction des *spreads*.

l'interdépendance financière entre les pays de l'échantillon, engendrée par la perception du risque pays chez les investisseurs internationaux. Cette perception est en fait véhiculée par le degré de diversification des portefeuilles ainsi que par le degré de liquidité des marchés d'obligations (Kaminsky et Reinhart, 2000). En effet, les investisseurs internationaux n'ont pas discriminé entre ces pays en termes de degré de fragilité financière, mais ils ont attaqué tous les pays sans exception, en demandant des primes de risque élevées durant la période de crise.

Tableau 1 - Matrice de corrélation et statistiques descriptives

	COR	IND	MAL	PHIL	THAIL
COR	1,00				
IND	0,921	1,00			
MAL	0,799	0,918	1,00		
PHIL	0,946	0,879	0,714	1,00	
THAIL	0,936	0,857	0,666	0,951	1,00
Moyenne	5,240	5,561	4,260	5,653	5,314
Médiane	5,548	5,543	3,725	5,765	5,556
Max	6,535	6,886	5,513	6,152	6,320
Min	4,317	4,682	3,367	5,192	4,330
Écart-type	0,692	0,724	0,872	0,269	0,599

À l'exception des Philippines, marquées par une faible volatilité (écart-type = 0,269), toutes les autres séries de *spreads* présentent un comportement relativement plus volatil. En effet, les graphiques (ANNEXE 1) montrent bien que la hausse des volatilités est due au changement dans le comportement des séries de *spreads* d'un régime de tranquillité à un régime de haute volatilité.

Co-intégration et estimations des modèles d'interdépendance

Nous commençons notre étude de co-intégration par l'application de tests de racine unitaire sur les séries des *spreads* des différents pays de l'échantillon. En plus du test de Dickey Fuller Augmenté (ADF), nous appliquons le test de Phillips-Perron (PP) qui permet de tenir compte, de façon non paramétrique, de la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Nous confirmons aussi nos résultats par le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) qui, contrairement aux deux autres tests, est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité.

Le TABLEAU 2 présente les résultats des différents tests de racine unitaire sur les niveaux et les différences premières du logarithme des séries. Il en ressort que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 (I(1)) à un seuil de 5 %. Ce résultat révèle ainsi la possibilité d'une relation de co-intégration entre les différents *spreads* utilisés, ce que nous allons tester au moyen de l'approche de Johansen.

Tableau 2 - Tests de racine unitaire

<i>Spread</i>	Niveau			Différence première		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Corée	-0,976	-0,938	1,616	-4,998	-13,08	0,099
Indonésie	-0,426	-0,388	1,801	-9,20	-14,30	0,088
Malaisie	-0,874	-1,04	1,627	-11,193	-17,703	0,077
Philippines	-1,229	-1,118	1,586	-16,532	-16,638	0,057
Thaïlande	-1,417	-1,418	1,483	-17,727	-17,684	0,218

Note: Les valeurs critiques sont égales à (-2,87) pour le test d'ADF et PP et (0,463) pour le test KPSS (source: Kwiatkowski *et al.*, 1992), à un seuil de 5 %.

Le TABLEAU 3 donne les résultats des tests de la trace qui permet de trouver le nombre maximal de relations de co-intégration. L'hypothèse nulle d'absence de co-intégration ($r \leq 0$)¹² est rejetée au seuil statistique de 5 %. En revanche, nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il existe au plus une relation de co-intégration entre les différents *spreads* ($r \leq 1$). Le test de Johansen montre ainsi qu'il existe un seul vecteur de co-intégration bien qu'il ne permette pas d'indiquer les variables qui sont co-intégrées. Néanmoins, l'existence d'une relation de co-intégration peut s'interpréter comme la présence de canaux permanents de propagation des chocs entre les pays de l'échantillon. Nous identifions ainsi la présence de contagion dans un pays en testant la non-linéarité de ces canaux à travers la spécification ECM où nous normalisons le coefficient relatif à ce pays, c'est-à-dire que nous choisissons le *spread* de ce pays comme la variable endogène (y_t de l'ÉQUATION 4). Les *spreads* des autres pays constituent les variables exogènes (x_t de l'ÉQUATION 4), supposées être à l'origine des chocs. En fait, nous ne nous limitons pas à un seul pays comme source de contagion puisque nous supposons, dans notre définition, que les chocs peuvent être causés par un pays ou un groupe de pays.

Tableau 3 - Tests du nombre de relations de co-intégration sur les *spreads*

Test de la trace: Hypothèse nulle	Statistique de la trace	Valeur critique (5 %)	Valeur critique (1 %)
$R \leq 0$	55,47	34,40	39,79
$R \leq 1$	25,52	28,14	33,24
$R \leq 2$	17,75	22,00	26,81
$R \leq 3$	4,57	15,67	20,20
$R \leq 4$	3,40	9,24	12,97

Note: Les valeurs critiques du test de la trace sont données par les tables de Osterwald-Lenum (1992).

Le TABLEAU 4 présente les estimations des différentes équations de long terme relatives à chaque pays, ainsi que les résultats des tests de racine unitaire sur chaque erreur d'équilibre relative. Les tests ADF et PP montrent la stationnarité en niveau seulement des résidus

12. r est le nombre de relations de co-intégration.

estimés¹³ à partir des équations de long terme dont les variables endogènes sont MAL et PHIL¹⁴. Ce résultat confirme par ailleurs l'existence d'une relation de co-intégration entre les *spreads* selon l'approche d'Engle et Granger (1987) et corrobore le résultat du test de Johansen déjà présenté. Nous spécifions ainsi deux équations possibles du modèle à correction d'erreur (ÉQUATION 3) dans lesquels nous normalisons respectivement les coefficients relatifs à Δ MAL et Δ PHIL. Ces deux équations modélisent ainsi la dynamique de court terme qui assure une situation d'interdépendance de long terme à travers laquelle se propagent, d'une façon permanente, les chocs réalisés dans la région vers la Malaisie et les Philippines.

Tableau 4 - Résultats des estimations des équations de long terme

	COR	IND	MAL	PHIL	THAIL
C	- 3,41 (- 7,478)	- 0,632 (- 1,352)	0,828 (1,027)	3,425 (81,49)	- 3,082 (- 7,26)
COR	-	0,073 (1,3)	0,428 (4,528)	0,162 (6,814)	0,38 (7,415)
IND	0,085 (1,3)	-	1,44 (24,95)	0,07 (2,591)	0,335 (5,891)
MAL	0,165 (4,528)	0,483 (24,955)	-	- 0,032 (- 2,046)	- 0,26 (- 8,33)
PHIL	0,909 (6,814)	0,342 (2,59)	- 0,469 (- 2,04)	-	0,998 (8,452)
THAIL	0,445 (7,415)	0,34 (5,89)	- 0,787 (- 8,33)	0,21 (8,452)	-
R ²	0,94	0,95	0,9	0,93	0,934
ADF	- 3,764	- 3,677	- 5,159	- 5,257	- 2,831
PP	- 3,865	- 5,35	- 5,76	- 5,148	- 3,873

Notes : Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 1.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

La valeur critique est égale à (- 4,41) pour le test d'ADF et PP (source : MacKinnon, 1991), à un seuil de 5 %.

Le TABLEAU 5 synthétise les résultats des estimations univariées des deux spécifications ECM linéaires identifiées. L'estimation de l'équation dont la variable endogène est Δ PHIL, a été corrigée du biais d'hétéroscédasticité par l'estimation d'un processus GARCH (1,1), eu égard au résultat du test ARCH¹⁵ (la p-value relative à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité est égale 0,0001). La méthode d'estimation est alors le Maximum de vraisemblance. Les coefficients relatifs aux erreurs d'équilibres s'avèrent toujours négatifs (- 0,158 et - 0,135 dans les deux équations) et significativement différents de zéro au seuil statistique de 5 % (leurs t de Student sont respectivement égaux à - 4,664 et - 3,99 qui sont supérieurs à 1,96 en valeur

13. Le GRAPHIQUE A1.2 fournit l'évolution des différentes erreurs d'équilibre.

14. Nous interprétons l'évidence de la co-intégration seulement si les deux tests autorisent le rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité du résidu.

15. La statistique du test ARCH d'hétéroscédasticité est donnée par χ^2_{ARCH} avec 1 degré de liberté.

absolue). Dès lors, le phénomène de retour vers l'équilibre de long terme est vérifié dans les deux spécifications. Toute déviation dans les variables exogènes de l'équation de long terme se compense par une réaction de la variable endogène afin de ramener le système à l'équilibre, ce qui montre par ailleurs la présence de canaux permanents de propagation des chocs vers la Malaisie et les Philippines. Nous constatons, en outre, que les valeurs décalées du *spread* de la Thaïlande expliquent significativement les *spreads* de la Malaisie et des Philippines. Cependant, le signe négatif de leur coefficient est difficilement interprétable. Par contre, les valeurs décalées du *spread* coréen s'avèrent statistiquement différentes de zéro avec un signe positif seulement dans l'équation explicative du *spread* de la Malaisie. Ce résultat montre le poids très important du marché financier coréen dans les décisions d'investissement de la Malaisie et des Philippines.

Tableau 5 - Résultats des estimations des ECM linéaires

	Δ MAL	Δ PHIL
ECM linéaire		
C	0,055 (0,655)	0,001 (0,83)
Δ COR (- 1)	0,603 (4,135)	0,041 (1,027)
Δ IND (- 1)	0,065 (- 0,511)	- 0,057 (- 1,75)
Δ MAL (- 1)	0,047 (0,08)	0,011 (0,852)
Δ PHIL (- 1)	0,009 (0,045)	- 0,114 (- 1,22)
Δ THAIL (- 1)	- 0,267 (- 1,85)	- 0,135 (- 3,99)
Z_{t-1}	- 0,158 (- 4,664)	- 0,135 (- 3,99)
R^2	0,16	0,069
Test ARCH		
χ^2 ARCH (<i>p</i> - <i>value</i>)*	0,0249 (0,874)	14,41 (0,0001)
χ^2 ARCH (<i>p</i> - <i>value</i>)**	-	0,142 (0,705)

Notes: Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 3.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student et les p-values pour le test ARCH.

* Test ARCH pour une estimation sans correction d'hétéroscédasticité.

** Test ARCH pour une estimation avec correction d'hétéroscédasticité par un processus GARCH (1,1).

Test de contagion: test de non-linéarité des ECM

Le TABLEAU 6 donne les résultats des estimations des modèles ECM non linéaires (asymétriques). Nous corrigeons le biais d'hétéroscédasticité de l'estimation de l'équation contenant la variable endogène Δ PHIL par le processus GARCH (1,1) (la p-value relative à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité devient égale à 0,821). L'estimation des modèles ECM non linéaires

fournit en fait une information supplémentaire sur l'asymétrie entre l'ajustement vers l'équilibre de tranquillité et l'ajustement vers l'équilibre de crise dans le cas d'une relation de co-intégration de long terme.

Tableau 6 - Résultats des estimations des ECM non linéaires

	Δ MAL	Δ PHIL
ECM non linéaire		
C	0,002 (0,239)	0,0019 (1,16)
Δ COR (- 1)	0,529 (3,583)	0,094 (3,252)
Δ IND (- 1)	- 0,047 (- 0,372)	0,016 (0,582)
Δ MAL (- 1)	0,012 (0,221)	0,014 (1,116)
Δ PHIL (- 1)	0,008 (0,039)	- 0,279 (- 4,275)
Δ THAIL (- 1)	- 0,216 (- 1,5)	0,002 (0,142)
Z_{t-1}^+	- 0,07 (- 1,65)	- 0,213 (- 4,77)
Z_{t-1}^-	- 0,23 (- 5,06)	- 0,094 (- 2,453)
R^2	0,18	0,031
Test ARCH		
χ^2 ARCH (p - value)*	0,0005 (0,981)	18,142 (0,0002)
χ^2 ARCH (p - value)**	-	0,05 (0,821)
Test de non linéarité		
$H_0 : \delta_1 = \delta_2$ (p - value)	F(1,264) = 5,719 (0,017)	F(1,261) = 4,02 (0,046)
Hypothèse de linéarité	Rejeter	Rejeter

Notes: Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 4.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student et les p-values pour le test ARCH.

* Test ARCH pour une estimation sans correction d'hétéroscédasticité.

** Test ARCH pour une estimation avec correction d'hétéroscédasticité par un processus GARCH (1,1).

Nous constatons que ce sont seulement les valeurs retardées du *spread* coréen qui sont dotées d'un coefficient statistiquement différent de zéro et d'un signe positif, ce qui confirme le résultat, trouvé également par l'estimation des ECM linéaires, concernant l'importance du marché coréen. Dans les deux équations, les coefficients de z_{t-1}^+ et z_{t-1}^- sont affectés d'un signe négatif et sont statistiquement différents de zéro à un seuil statistique de 5 % (à l'exception du coefficient associé à z_{t-1}^+ de la première équation, qui est statistiquement différent de zéro à un seuil statistique de 10 %): la condition d'existence du phéno-

mène de retour vers l'équilibre pour les deux périodes de tranquillité et de crise est vérifiée. Leurs coefficients sont, par ailleurs, statistiquement différents à un seuil statistique de 5 % dans les deux équations : la statistique de Fisher montre le rejet de l'hypothèse nulle d'égalité entre ces deux coefficients ($F(1,264) = 5,719$ avec une p -value = 0,017 pour la Malaisie et $F(1,261) = 4,02$ avec une p -value = 0,046 pour les Philippines). Nous vérifions ainsi l'asymétrie de l'ECM dans ces deux cas. Cette non-linéarité implique en effet un changement dans les mécanismes de propagation des chocs de l'ensemble des pays de l'échantillon vers la Malaisie et les Philippines. Ce changement est dû, en fait, à la génération de nouveaux canaux de propagation durant la période de crise, ce qui tend à confirmer les théories contingentes aux crises. Nos résultats montrent donc l'existence d'un processus de contagion entre certains des pays asiatiques affectés par la crise de 1997-1998.

Bien que cette méthodologie ne permette pas de préciser le pays originaire de la crise, il ne fait guère de doute que la Thaïlande a effectivement joué le rôle de "ground zero country". En effet, la crise financière asiatique s'est déclenchée en premier lieu dans ce pays (le bath thaïlandais a été la première monnaie à être dévaluée le 2 juillet 1997). La crise s'est ensuite propagée presque instantanément à l'Indonésie. McAleer et Nam (2005) montrent que l'Indonésie a été une source de contagion de la crise, après avoir été contaminée par la Thaïlande. Ces conclusions peuvent expliquer nos résultats obtenus pour la Thaïlande et l'Indonésie. Il est vraisemblable que nous n'avons pas pu identifier un phénomène de contagion pour ces deux pays parce qu'ils ont été les premiers touchés par la crise et qu'ils ont joué quasi-concomitamment le rôle de déclencheur de la crise. En outre, la transmission très rapide de la crise de la Thaïlande vers l'Indonésie semble bien résulter d'une logique d'interdépendance, la transmission entre les deux pays s'opérant à travers des mécanismes permanents même avant l'occurrence de la crise en Thaïlande. En fait, la grande faiblesse des fondamentaux de l'Indonésie¹⁶, même durant la période de stabilité, laisse penser que ce pays a subi d'une façon permanente les chocs thaïlandais vu l'intensité des relations financières qui lient ces deux pays (Park et Song, 2001).

Nos résultats montrent, par ailleurs, la contamination des marchés de dettes souveraines de la Malaisie et des Philippines. Cette conclusion confirme les travaux de McAleer et Nam (2005). En effectuant des tests sur les corrélations, ajustées de l'effet de l'hétéroscédasticité, d'un ensemble de taux de change asiatiques, ces auteurs montrent que plusieurs taux de change, notamment ceux des Philippines et de la Malaisie, ont été affectés par les crises thaïlandaise et indonésienne. Contrairement à la Malaisie qui a réagi par un effet *feed-back* avec les autres pays, McAleer et Nam ont montré que les Philippines ont été un récepteur majeur de l'effet de contagion. Marais et Bates (2005) aboutissent à une conclusion analogue en effectuant des tests de causalité sur les *spreads* des dettes souveraines observées durant la même période que celle à laquelle nous nous sommes référés.

16. Cf. Cerra et Saxena (2000) pour plus de détails sur les problèmes macroéconomiques de ce pays.

La démarche originale que nous avons utilisée débouche donc sur des résultats cohérents avec la chronologie de la crise asiatique sur la période allant de juillet à septembre 1997 (contagion à partir de la Thaïlande et l'Indonésie vers les Philippines et la Malaisie). En revanche, elle conduit à une conclusion *a priori* étonnante puisqu'elle n'identifie pas un processus de contagion en direction de la Corée. Ce diagnostic va à l'encontre du consensus des experts, qui, de manière unanime, considèrent la Corée comme le "meilleur pays candidat" susceptible d'avoir été victime d'une contagion, étant donné la qualité de ses fondamentaux.

Ce résultat, en apparence contre-intuitif, se comprend aisément en fonction du type même de contagion identifiée par la méthode d'investigation. Cette forme de contagion n'est en effet nullement basée sur une alternative binaire entre de bons ou de mauvais fondamentaux. Conceptuellement, la contagion appréhendée à travers les tests de non-linéarité s'interprète comme une instabilité des mécanismes de propagation et, plus concrètement, comme un brusque changement dans les anticipations des investisseurs suite à une crise dans un autre pays de la région, ce qui engendre de nouveaux mécanismes de contamination et provoque le passage de l'économie contaminée à l'équilibre de crise. Le changement dans les anticipations des investisseurs, dans ce cas, trouve en général son origine dans des fondamentaux qui ne sont ni franchement bons, ni vraiment mauvais (Masson, 1999). Tel était bien le cas de la Malaisie et des Philippines, mais pas de la Corée dont les fondamentaux étaient bons. Dans cette perspective, on peut ainsi comprendre que les investisseurs ont bien discriminé entre les pays de la région en se basant sur les fondamentaux afin de coordonner et polariser leurs anticipations vers l'équilibre de crise. Dans ce sens, les crises en Thaïlande et en Indonésie ont servi de signaux d'alarme "wake up call" (Goldestein, 1998) qui ont mené les investisseurs à réexaminer les problèmes macroéconomiques en Malaisie et aux Philippines, mais pas – au départ – en Corée.

En pratique, nous n'avons pas été en mesure d'identifier un processus de contagion pour la Corée parce qu'elle n'a pas été affectée par l'un des pays de notre échantillon. En effet, nous n'avons pas pu spécifier une équation ECM qui explique la variation du *spread* coréen, puisque ce dernier ne peut être qu'une variable exogène dans les équations de long terme. La Corée a été plutôt contaminée par Taiwan (Stiglitz, 2002). Quand la crise s'est déclenchée à Taiwan, les banques étrangères opérant en Corée ont commencé à révoquer des prêts de court et de moyen terme dans un souci de gestion du risque et de liquidité (fuite vers la qualité). Cette réaction de la part des banques étrangères, peut être expliquée par la similarité des fondamentaux de Taiwan et de la Corée. En effet, le développement de ces deux pays était à la fois similaire et remarquable. Ce rééquilibrage des portefeuilles effectué par les banques étrangères a provoqué alors une crise de liquidité et un épuisement des réserves de changes. La banque centrale coréenne a ainsi perdu 15 milliards de dollars de réserves au cours du mois de novembre 1997. Cet épuisement a évidemment provoqué une importante baisse du Won (Park et Song, 1999).

■ CONCLUSION

Cet article a proposé une nouvelle procédure pour tester la non-linéarité dans la propagation des chocs financiers, en suivant la méthodologie de Favero et Giavazzi (2002), ainsi que celle de Rigobon (2003), qui soulignent l'importance de la modélisation de l'interdépendance financière afin de tester la stabilité des mécanismes de propagation. Contrairement aux travaux précédents, nous avons estimé un modèle d'interdépendance de long terme puis testé la non-linéarité des chocs structurels dans un modèle ECM. Nous avons utilisé, par ailleurs, des erreurs qui suivent un processus GARCH (1,1) afin de corriger les problèmes d'hétéroscédasticité. L'estimation sur l'intégralité de la période a permis également de remédier aux problèmes pouvant résulter d'une mauvaise spécification de la période de crise.

Les résultats montrent la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs sur les marchés des *spreads* de la Malaisie et des Philippines, initiés à partir de la Thaïlande et de l'Indonésie, et concluent ainsi à la présence de contagion pour la Malaisie et les Philippines, mais pas pour la Corée, pour les raisons indiquées *supra*.

Il convient ici de souligner que ce résultat est cohérent à la fois avec le rôle joué par les fondamentaux et avec l'existence d'un processus de contagion lié à l'impact des changements dans les croyances des investisseurs. La conclusion relative à la Corée demande toutefois à être reconsidérée tant il nous paraît plausible que ce pays ait pu être contaminé par Taiwan du fait de leurs similarités en termes de fondamentaux. Bien entendu, ce diagnostic mériterait d'être testé en élargissant le cadre de l'étude à Taïwan¹⁷.

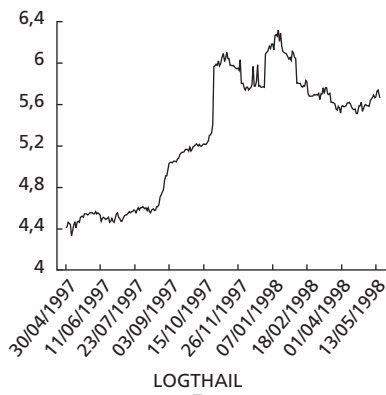
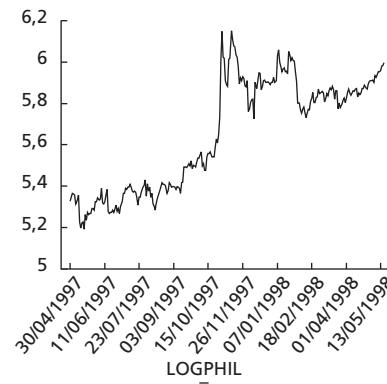
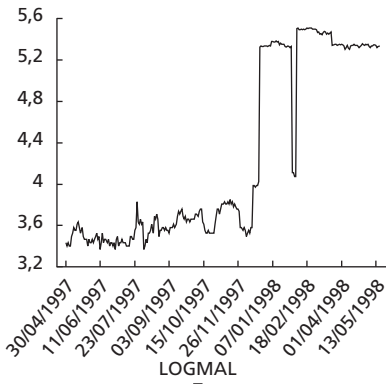
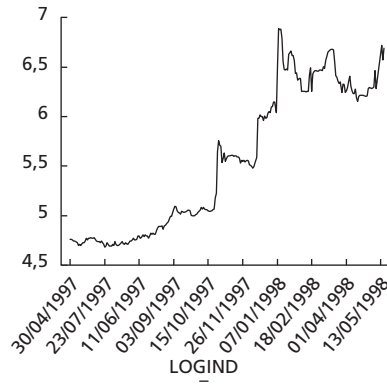
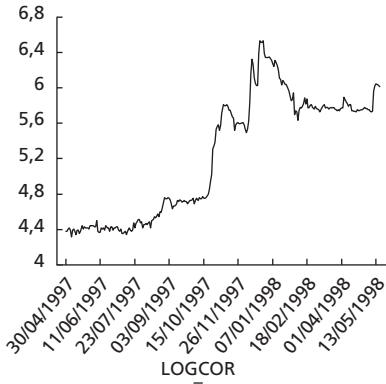
M. A., R. B., W. K. & R. S.¹⁸

17. Un autre prolongement de la présente recherche consisterait à développer la procédure vers une analyse multivariée ce qui permettrait de tester la non-linéarité d'un VECM et de corriger les problèmes d'endogénéité.

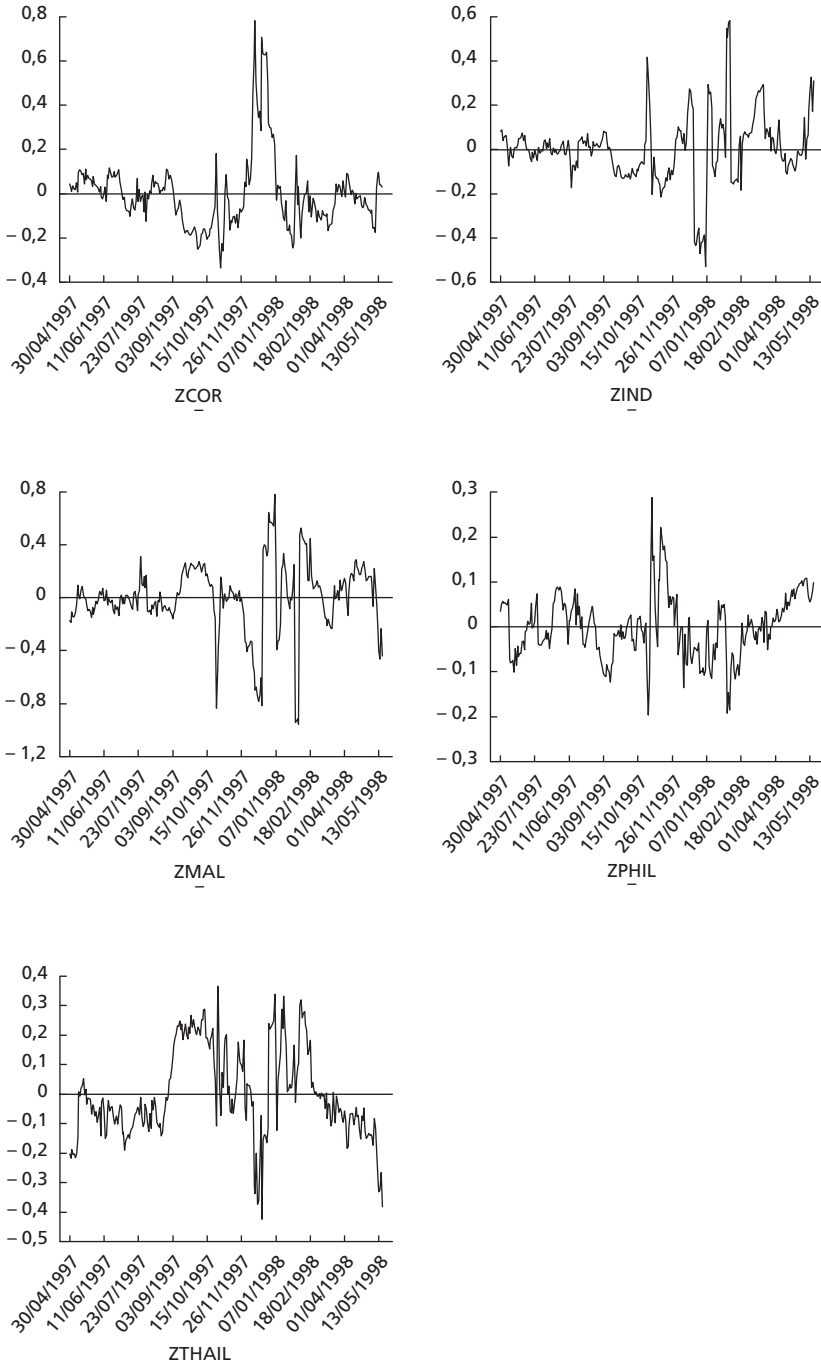
18. Les auteurs tiennent à remercier A. Ben Amor, H. Demnati, les participants aux GDR sur les crises financières internationales (Orléans, mai 2004), les participants au séminaire interne du GATE et en particulier J.-P. Allégret (Lyon, novembre 2004) pour leurs remarques, les deux rapporteurs anonymes ainsi que Valérie Mignon pour leurs lectures attentives et leurs conseils et suggestions.

ANNEXE 1

Graphique A1.1 - Évolution des spreads exprimés en logarithme népérien



Graphique A1.2 - Évolution de l'erreur de long terme



RÉFÉRENCES

- AuYong, H.H., Gan, C., Treepongkaruna, S., 2004. Cointegration and causality in the Asian and emerging foreign exchange markets: Evidence from the 1990s financial crises, *International Review of Financial Analysis*, à paraître.
- Baig, T., Goldfajn, I., 1998. Financial market contagion in the Asian crisis, IMF Working Paper, WP/98/155.
- Billio, M., Pelizzon, L., 2003. Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed?, *Journal of Economics and Business* 55 (5-6), 405-426.
- Bonfiglioli, A., Favero C.A., 2005. Explaining co-movements between stock markets: The case of US and Germany, *Journal of International Money and Finance*, à paraître.
- Calvo, S., Reinhart, C., 1996. Capital flows to emerging countries: Is there evidence of contagion effects?, dans Calvo, G., Goldstein, M., Hochreiter, E. (Eds), *Private Capital Flows to Emerging Markets*, Institute for International Economics.
- Caporale, G.M., Cipollini, A., Spagnolo, N., 2005. Testing for contagion: a conditional correlation analysis, *Journal of Empirical Finance* 12 (3), 476-489.
- Cerra, V., Saxena, S., 2000. Contagion, monsoons and domestic turmoil in Indonesia: A case study in the Asian currency crises, IMF Working Paper, WP/00/60.
- Climent, F., Meneu, V., 2003. Has 1997 Asian crisis increased information flows between international markets, *International Review of Economics and Finance* 12, 111-143.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N., Tille, C., 1999. Competitive devaluations: A welfare-based approach, NBER Working Paper 6889.
- Dungey, M., Zhumabekova, D., 2001. Testing for contagion using correlation: Some words of caution, Pacific Basin Working Paper PB01-09.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing, *Econometrica* 55 (2), 251-276.
- Escribano, A., Pfann, A.G., 1998. Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration, *Economic Modelling* 15 (2), 197-216.
- Favero, C.A., Giavazzi, F., 2000. Looking for contagion: Evidence from the ERM, NBER Working Paper 7797.
- Favero, C.A., Giavazzi, F., 2002. Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM, *Journal of International Economics* 57 (1), 231-246.
- Forbes, K., Rigobon, R., 2001. Contagion in Latin America: Definition, measurement, and policy implications, MIT Sloan School of Management and NBER, 17, janvier.
- Forbes, K., Rigobon, R., 2002. No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements, *Journal of Finance* 57 (5), 2223-2261.
- Gerlach, S., Smets, F., 1995. Contagious speculative attacks, *European Journal of Political Economy* 11 (1), 45-63.
- Glick, R., Rose, A.K., 1999. Contagion and trade – Why are currency crises regional, *Journal of International Money and Finance* 18 (4), 603-617.

- Goldstein, M., 1998. *The Asian financial crises, causes, cures, and systemic implications*, Policy Analyses in International Economics 55, Institute for International Economics, juin.
- Goldstein, I., Pauzner, A., 2004. Contagion of self-fulfilling financial crises due to diversification of investment portfolios, *Journal of Economic Theory* 119 (1), 151-183.
- Granger, C.W.J., Lee, T.H., 1989. Investigation of production, sales and non-symmetric error correction models, *Journal of Applied Econometrics* 4, supplement, 145-159.
- Gravelle, T., Kichian, M., Morley, J., 2005. Detecting shift contagion in currency and bond markets, *Journal of International Economics*, à paraître.
- Kaminsky, G., Reinhart, C., 2000. On crises, contagion and confusion, *Journal of International Economics* 51 (1), 145-168.
- Kaminsky, G., Linzondo, S., Reinhart, C., 1998. Leading indicators of currency crises, *IMF Staff Papers* 45 (1).
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159-178.
- Khalid, A.M., Kawai, M., 2003. Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia? Evidence using a multivariate VAR model, *Journal of Asian Economics* 14 (1), 131-156.
- King, M., Wadhvani, S., 1990. Transmission of volatility between stock markets, *Review of Financial Studies* 3 (1), 5-33.
- MacKinnon, J., 1991. Critical values for cointegration tests, dans Engle R. & Granger C. (Eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Marais, E., Bates, S., 2005. An empirical study to identify shift contagion during the Asian crisis, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, à paraître.
- Masih, A.M.M., Masih, R., 1999. Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effect? Evidence based on Asian emerging stock markets, *Pacific-Basin Finance Journal* 7 (3-4), août, 251-282.
- Masson, P. R., 1999. Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria, *Journal of International Money and Finance* 18 (4), 587-602.
- McAleer, M., Wei Nam, J.C., 2005. Testing for contagion in ASEAN exchange rates, *Mathematics and Computers in Simulation* 68, 519-527.
- Obstfeld, M., 1994. The logic of currency crises, *Cahiers économiques et monétaires* n° 43, Banque de France.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3), 461-472.
- Park, Y.C., Song, C.-Y., 1999. Financial contagion in the East Asian crisis – With special reference to the Republic of Korea –, www1.worldbank.org/economicpolicy/managing%20volatility/contagion/documents/Park-Song.pdf.
- Park, Y.C., Song, C.-Y., 2001. Institutional investor, trade linkage, macroeconomic similarities, and contagion of the Thai crisis, *Journal of the Japanese and International Economies* 15 (2), juin, 199-224.

Rigobon, R., 2000. A simple test for stability of linear models under heteroskedasticity, omitted variable, and endogenous variable problems, MIT Working Paper.

Rigobon, R., 2002. Identification through heteroskedasticity, MIT Sloan School of Management and NBER, juin, 20.

Rigobon, R., 2003. On the measurement of international propagation of shocks: is the transmission stable?, *Journal of International Economics* 61 (2), décembre, 261-283.

Sander, H., Kleimeier, S., 2003. Contagion and causality: An empirical investigation of four Asian episodes, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 13 (2), avril, 171-186.

Stiglitz, E.J., 2002. *La grande désillusion*, Librairie Arthème Fayard.

Tan, J.A.R., 1998. Contagion effects during the Asian financial crisis: Some evidence from stock price data, Pacific Basin Working Paper Series N° 98-06.

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

Van Rijckeghem, C., Weder, B., 2003. Spillovers through banking centers: A panel data analysis of bank flows, *Journal of International Money and Finance* 22 (4), août, 483-509.

Wälti, S., 2003. Testing for contagion in international financial markets: Which way to go?, HEI Working Paper 04/2003.

