

La contagion de la crise asiatique :

Dynamiques de court terme et de long terme

Wajih KHALLOULI¹

Mohamed AYADI²

Riadh BOUDHINA³

René SANDRETTO⁴

Wajih KHALLOULI*

Adresse postale : 2 Rue 4151 Essomrane, Bardo 2000, Tunis, Tunisie.

Téléphone : 216 22 38 99 00

Adresse électronique : wkcampus@yahoo.fr ou Wajih.Khallouli@essec.rnu.tn

¹ Assistant à L'Ecole Supérieure des Sciences Economiques et Commerciales, Université de Tunis, E-mail : Wajih.Khallouli@essec.rnu.tn, Adresse : 2 rue 4151 Essomrane, Bardo 2000, Tunis, Tunisie. Tél. (216) 22 38 99 00.

² Professeur à l'ISG, Université de Tunis, mohamed.ayadi@isg.mu.tn

³ Assistant à L'ISCAE, Université El-Mannouba, E-mail: riadhzina@yahoo.fr

⁴ Professeur à l'Université Lumière Lyon 2, sandretto@gate.cnrs.fr

* 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 Mr J.-P. Allégret (Lyon, novembre 2004) pour leurs remarques, ainsi qu'aux deux rapporteurs anonymes pour leurs lectures attentives et leurs conseils et suggestions.

La contagion de la crise asiatique :

Dynamiques de court terme et de long terme

Résumé

Dans ce papier, nous testons la présence de la contagion durant la crise financière asiatique. A 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 les Philippines par le phénomène de la contagion.

Mots clés : Crise financière asiatique , Contagion , ECM non-linéaire.

Classification JEL : C32 , F31 , G15

Abstract

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

Key words: Asian financial crisis; Contagion; Non-linear ECM.

1. Introduction

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 affectées 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 de 1997 et le won coréen se dépréciait de plus de 25 % en novembre 1997. En fait, il n'était 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, donc, fortement intriquées, aussi bien durant la période de stabilité que durant les périodes de crise. Ce phénomène de propagation n'est donc généralement pas considéré dans les travaux récents comme une contagion qui, suite aux travaux de Paul Masson (1999), est définie par 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'interdépendance¹ a été développé par Forbes et Rigobon (2001) dans les théories non contingentes aux crises. Ces théories supposent que les mécanismes de transmission, après un choc initial, ne diffèrent pas de ceux avant la crise, au motif que les chocs sont

¹ 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.

propagés 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 alii, 1999)² et les liens financiers avec un créancier commun (Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Van Rijckeghem et Weder 2003). L'interdépendance engendrée ainsi 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 aussi par ces théories non contingentes aux crises est celui des chocs agrégés non observables, dits aussi chocs communs (Masson, 1999). Ce genre de chocs peut être représenté par un changement de la demande globale, des chocs exogènes de liquidité, un changement du taux d'intérêt étranger ou des sentiments 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'Est³ dans une courte période de quelques mois, a fait renaître le débat interdépendance/contagion. C'est ainsi que la thèse de la panique caractérisant la réaction des investisseurs internationaux suite à une crise⁴ dans un autre pays, a pris, chez les spécialistes en la matière, 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 autoréalisateurs avec équilibres multiples⁵, Masson (1999) a pu, en fait, démontrer qu'une crise dans un pays peut coordonner et polariser les anticipations des investisseurs en les changeant 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

² Cf. Glick et Rose (1999) et Van Rijckeghem et Weder (2001) pour une étude empirique du rôle des liens commerciaux.

³ D'après Sender et Kleimer (2003), ces pays avaient des politiques fiscales prudentes, des faibles taux d'inflation et un remarquable niveau d'épargne domestique et d'investissement.

⁴ Une crise financière peut être une crise de change qui est définie par Kaminsky et alii (1998) comme étant 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.

⁵ Cf. Obstfeld Maurice (1994).

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 crises⁶. Les auteurs supposent alors, 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 alors utilisées comme le test de la non-linéarité des chocs structurels (Favero et Giavezzi, 2002 ; Wälti, 2003 ; Bonfiglioli et Favero, 2005), le test de la 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 alii, 2004).

La discrimination entre contagion et interdépendance revêt un intérêt crucial dans les décisions des autorités monétaires. Elle conditionne en effet 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. A l'inverse, si les crises sont transmises constamment via des canaux permanents

⁶ Les théories contingentes aux crises comportent deux autres mécanismes : le mécanisme des Chocs endogènes de liquidité et le mécanisme d'économie politique. Cf. Forbes et Rigobon (2001), pour en savoir davantage sur ces différents mécanismes.

qui existent aussi bien durant la période de tranquillité que durant la période de crises, ces stratégies de court terme risquent de ne pas suffire pour prévenir durablement les crises.

L'objectif de cet article est d'étendre 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 pouvons-nous diagnostiquer 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 originaires 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 5 marchés sud-est asiatiques, nous montrons la non-linéarité des mécanismes de propagation entre les périodes de stabilité et de haute volatilité de la crise asiatique.

La suite de l'article est organisée comme suit : la section 2 synthétise les mesures de la contagion, ainsi que leurs limites, la section 3 explicite la méthodologie, la section 4 discute les données et présente l'ensemble des résultats trouvés et la section 5 dégage quelques conclusions et discute les extensions possibles de notre analyse.

2. 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 récents travaux empiriques ont essayé de tester la stabilité des mécanismes de propagation des chocs entre les marchés financiers durant la période de crise.

2.1. 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 la contagion entre les marchés des actifs des Etats Unis, de l'Angleterre 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 également 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 des 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 des dettes souveraines et les marchés de changes. D'après Forbes et Rigobon (2002), ces tests qui se basent sur un simple coefficient de corrélation atteignent toujours la même conclusion celle de la réalisation de la contagion.

2.2. 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 :

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

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 alors 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 d'autres variables omises.

Afin de contourner ces trois types de problème, 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 modéliser le problème d'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. Le problème 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 de 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 sera alors identifiable. Il est estimé ainsi en utilisant une méthode d'estimation à information limitée (Limited information) 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)⁷. 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 était plutôt la conséquence d'une forte interdépendance, aussi bien durant la période de crise que durant la période de tranquillité.

2.3. Limites du test DCC : Problème de définition de la période de crise

⁷ Cf. Rigobon (2000) pour en savoir davantage sur les propriétés asymptotiques du test DCC.

Quoique 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 taille 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 alors moins efficaces, enflant par la même l'écart type de la statistique utilisée, vu la faiblesse de la taille de l'échantillon (Dungey et Zhumabekova, 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 alii 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 alii (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 avec la totalité de l'échantillon. Des restrictions relativement plausibles ont été alors 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 (Full information) 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 entre la dynamique de long terme et celle de court terme des co-mouvements entre les marchés boursiers. A 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 de 1980 à 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 Models) 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 nous permet aussi de résoudre les problèmes de la définition des périodes de crise en utilisant la totalité de la période dans nos estimations.

3. Méthodologie

Nous définissons la contagion 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; Wailti 2003 ; Bonfiglioli et Favero, 2005). Dans cet article, nous distinguons entre l'interdépendance de court terme et 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-intégrations, ce qui nous permet d'explicitier les canaux permanents *via* lesquels les chocs sont normalement propagés. Ensuite, 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.

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

Selon Engel et Granger (1987), le test de co-intégration postule que si la combinaison linéaire z_t des deux séries non stationnaires x_t et y_t , est stationnaire, les deux séries sont dites co-intégrées. L'équation (1) estimée ($y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + z_t$)⁸ représente alors la relation d'équilibre

⁸ Nous présentons seulement le cas bivarié pour des raisons de simplicité.

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 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. Cette vitesse ramène, chaque fois qu'il y a déviation, 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 des canaux permanents de propagation des chocs entre les marchés financiers⁹. 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 (Eq. 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 une longue période et omet la réalisation de la vraie contagion au cours de courtes périodes. Nous utilisons ainsi la spécification ECM (Eq.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 La co-intégration linéaire est aussi utilisée pour démontrer l'intégration et l'efficacité des marchés financiers (Cf. Climent et Meneu 2003).

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

Le travail fondateur en matière de non-linéarité au niveau de l'ECM est l'article de Granger-Lee (1989), développé ensuite par Escribano et Pfann (1998). Ces auteurs considèrent que les modèles ECM linéaire 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 qui considère l'existence des 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) en provoquant l'asymétrie 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 nulle, 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 montre alors 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 , nous rejetons l'hypothèse nulle de linéarité et concluons à l'existence d'une asymétrie significative dans le modèle ECM. En d'autres termes, nous acceptons l'hypothèse de la 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)

4. Analyse empirique

4.1. Données utilisées

La plupart des travaux empiriques sur la contagion utilisent les marchés boursiers comme un indicateur des attentes et du comportement des investisseurs internationaux (Tan, 1998 ; Masih et Masih, 1999 ; Rigobon 2003). D'autres travaux ont fait appel aux marchés des changes (AuYong et alii, 2004 ; McAleer et Wei Nam, 2005) et aux 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 dollar (US) et émises sur les marchés internationaux. En fait, ce *spread* nous paraît plus approprié pour mesurer le risque auquel fait

face un pays. Nous l'utilisons donc 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 dollar (US) et le rendement sans risque du billet de trésorerie américain. Ces *spreads* peuvent être interprétés comme des primes de risques ; 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 ainsi des *spreads* de 5 pays du Sud-Est asiatique à savoir : la Corée (COR), l'Indonésie (IND), la Malaisie (MAL), les Philippines (PHIL) et la Thaïlande (THAIL). Nous utilisons une période qui s'étale du 30 avril 1997 au 18 mai 1998. Cette période 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 de 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 disponibles au Datastream.

Le tableau 1 fournit la matrice des corrélations, ainsi que quelques statistiques descriptives des *spreads* des pays de l'échantillon :

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 |
| <i>Moyenne</i> | 5.240 | 5.561 | 4.260 | 5.653 | 5.314 |
| <i>Médiane</i> | 5.548 | 5.543 | 3.725 | 5.765 | 5.556 |
| <i>Max</i> | 6.535 | 6.886 | 5.513 | 6.152 | 6.320 |
| <i>Min</i> | 4.317 | 4.682 | 3.367 | 5.192 | 4.330 |
| <i>Ecart type</i> | 0.692 | 0.724 | 0.872 | 0.269 | 0.599 |

Nous remarquons la forte corrélation entre les *spreads* des pays de notre échantillon : la plus faible corrélation est égale à 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 montrent la forte 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 des 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 de grandes primes de risque durant la période de crise.

À l'exception des Philippines, marquées par une faible volatilité (Ecart type = 0.269), toutes les autres séries des *spreads* présentent un comportement relativement plus volatil. En effet, les graphiques de l'annexe montrent bien que la hausse des volatilités est due au changement dans le comportement des séries des *spreads* d'un régime de tranquillité à un régime de haute volatilité.

4.2. Co-intégration et estimations des modèles d'interdépendance

Nous commençons notre étude de co-intégration par un test de stationnarité 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 la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Nous confirmons aussi nos résultats par un test de Kwiatkowski, Phillips, Schmids et Shin (KPSS) qui, contrairement aux deux autres tests, utilise une 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. D'où l'utilisation de l'approche de Johansen afin de vérifier la présence de cette relation de co-intégration.

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 |

*Les valeurs critiques sont égales à (-2,87) pour le test d'ADF et PP (source : MacKinnon, 1991) et (0,463) pour le test KPSS (source : Kwiatkowski et alii, 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 ($r \leq 0$)¹⁰ 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 des 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 ainsi les variables exogènes (x_t de l'équation 4). Ces variables sont 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.

¹⁰ r est le nombre de relations de co-intégration.

Tableau 3 : Test 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 |

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

Le tableau 4 présente alors 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 d'ADF, PP et KPSS montrent bien la stationnarité en niveau de tous ces termes, ce qui confirme l'existence d'une relation de co-intégration entre les *spreads* selon l'approche d'Engel et Granger (1987). Ce résultat corrobore le résultat du test de Johansen déjà présenté. La figure 2 de l'annexe fournit l'évolution des différentes erreurs d'équilibres.

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 | -3.75 | -3.66 | -5.145 | -3.697 | -2.823 |
| PP | -3.859 | -5.34 | -5.75 | -5.138 | -8.86 |
| KPSS | 0.081 | 0.193 | 0.07 | 0.128 | 0.249 |

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

* Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

*Les valeurs critiques sont égales à (-2.87) pour le test d'ADF et PP (source : MacKinnon, 1991) et (0.463) pour le test KPSS (source : Kwiatkowski et alii, 1992), à un seuil de 5%.

Le tableau 5 synthétise les résultats des estimations univariées des différentes spécifications ECM linéaires (Eq.3) qui représentent les modèles d'interdépendance. Seules les estimations des équations dont les variables endogènes sont respectivement Δ IND et Δ PHIL ont été corrigées du biais d'hétéroscédasticité par le processus GARCH(1,1), en égard à la significativité statistique de leur test ARCH¹¹. La méthode d'estimation est le Maximum de vraisemblance. Les coefficients relatifs aux erreurs d'équilibres s'avèrent toujours négatifs dans toutes les équations. Donc, le phénomène de retour vers l'équilibre qui montre la présence des canaux permanents de propagation des chocs, est toujours vérifié. Cependant, ces coefficients ne sont statistiquement significatifs que dans le cas des chocs sur l'Indonésie, la Malaisie et les Philippines.

Tableau 5: Résultats des estimations des ECM linéaires

| | Δ COR | Δ IND | Δ MAL | Δ PHIL | Δ THAIL |
|--|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| ECM linéaire | | | | | |
| C | 0.004 (1.291) | -0.0007 (-0.434) | 0.055 (0.655) | 0.001 (0.83) | 0.003 (0.948) |
| Δ COR (-1) | 0.221 (3.489) | 0.346 (12.387) | 0.603 (4.135) | 0.041 (1.027) | 0.156 (2.57) |
| Δ IND (-1) | 0.007 (0.147) | -0.1 (-1.256) | 0.065 (-0.511) | -0.057 (-1.75) | 0.192 (3.63) |
| Δ MAL (-1) | -0.056 (-2.319) | -0.041 (-1.5) | 0.047 (0.08) | 0.011 (0.852) | -0.019 (-0.818) |
| Δ PHIL (-1) | 0.118 (1.33) | 0.035 (0.582) | 0.009 (0.045) | -0.114 (-1.22) | -0.07 (-0.8) |
| Δ THAIL (-1) | 0.018 (0.295) | -0.026 (-0.527) | -0.267 (-1.85) | -0.135 (-3.99) | -0.134 (-2.151) |
| z_{t-1} | -0.013 (-0.595) | -0.07 (-6.135) | -0.158 (-4.664) | -0.135 (-3.99) | -0.02 (-0.832) |
| R^2 | 0.075 | 0.05 | 0.16 | 0.069 | 0.09 |
| Test ARCH | | | | | |
| χ^2_{ARCH} (p-value) ^a | 2.639 (0.11) | 16.377 (0.00005) | 0.0249 (0.874) | 14.41(0.0001) | 0.449 (0.503) |
| χ^2_{ARCH} (p-value) ^b | - | 0.0065 (0.935) | - | 0.142(0.705) | - |

* 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.

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

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

¹¹ La statistique du test ARCH d'hétéroscédasticité est donnée par χ^2_{ARCH} avec 1 degré de liberté.

4.3. Test de contagion : Test de non linéarité des ECM

Le tableau 6 rapporte les résultats des estimations des modèles ECM non linéaires (asymétriques). L'utilisation du processus GARCH (1,1) pour les équations contenant les variables endogènes Δ IND et Δ PHIL, a permis la correction de l'estimation des problèmes d'hétéroscédasticité. L'hypothèse nulle d'homoscédasticité est alors acceptée avec des probabilités respectivement égales à 0.943 et 0.821. L'estimation de ces 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 COR | Δ IND | Δ MAL | Δ PHIL | Δ THAIL |
|--|---------------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|
| ECM non linéaire | | | | | |
| C | 0.0044 (1.248) | -0.0009 (-0.48) | 0.002 (0.239) | 0.0019 (1.16) | 0.0032 (0.913) |
| Δ COR (-1) | 0.211 (3.205) | 0.348 (12.6) | 0.529 (3.583) | 0.094 (3.252) | 0.155 (2.529) |
| Δ IND (-1) | 0.008 (0.159) | -0.097 (-1.21) | -0.047 (-0.372) | 0.016 (0.582) | 0.192 (3.628) |
| Δ MAL (-1) | -0.054 (-2.192) | -0.041 (-1.46) | 0.012 (0.221) | 0.014 (1.116) | -0.019 (-0.817) |
| Δ PHIL (-1) | 0.115 (1.291) | 0.033 (0.539) | 0.008 (0.039) | -0.279 (-4.275) | -0.069 (-0.793) |
| Δ THAIL (-1) | 0.022 (0.363) | -0.029 (-0.531) | -0.216 (-1.5) | 0.002 (0.142) | -0.134 (-2.142) |
| z_{t-1}^+ | -0.054 (-0.08) | -0.077 (-5.01) | -0.07 (-1.65) | -0.213 (-4.77) | -0.01 (-0.529) |
| z_{t-1}^- | -0.024 (-0.76) | -0.085 (-2.537) | -0.23 (-5.06) | -0.094 (-2.453) | -0.023 (-0.668) |
| R ² | 0.07 | 0.05 | 0.18 | 0.031 | 0.092 |
| Test ARCH | | | | | |
| χ^2_{ARCH} (p-value) ^a | 2.282 (0.13) | 14.642 (0.0001) | 0.0005 (0.981) | 18.142(0.0002) | 0.442 (0.506) |
| χ^2_{ARCH} (p-value) ^b | - | 0.0049 (0.943) | - | 0.05(0.821) | - |
| Test de non linéarité | | | | | |
| H ₀ : $\delta_1 = \delta_2$ | | | | | |
| (p-value) | F(1,264) = 0.23 | F(1,261) = 0.048 | F(1,264) = 5.719 | F(1,261) = 4.02 | F(1,264) = 0.019 |
| Hypothèse de linéarité | (0.631) Accepter | (0.825) Accepter | (0.017) Rejeter | (0.046) Rejeter | (0.889) Accepter |

* 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.

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

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

Les éléments z_{t-1}^+ et z_{t-1}^- admettent, dans toutes les équations, des coefficients affectés d'un signe négatif, ce qui vérifie la condition d'existence du phénomène de retour vers l'équilibre pour les deux périodes de tranquillité et de crise. Leurs coefficients ne sont, par ailleurs, statistiquement différents seulement, que dans les équations dont les variables endogènes sont la Malaisie et les Philippines: 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 contingente 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 notre méthodologie ne permette pas de préciser le pays originaire de la crise il ne fait guère de doute que la Thaïlande ait effectivement joué le rôle de '*ground zero country*'. En effet, la crise financière asiatique s'est déclenchée en premier lieu en Thaïlande (le bath thaïlandais était 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 nous semblent pouvoir expliquer nos résultats à propos de 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 pays en 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'Indonésie¹², même durant la période de stabilité, nous autorise à penser que ce pays a subi d'une façon permanente des chocs transmis de la Thaïlande étant donné l'intensité des relations financières qui lient ces deux pays (Park et Song, 2001).

Nos résultats montrent, par ailleurs, la contamination des marchés des dettes souveraines de la Malaisie et les Philippines. Ce résultat 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 asiatique, ces auteurs montrent que plusieurs taux de change, notamment ceux des Philippines et du 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.

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.

¹² Cf. Cerra et Saxena (2000) pour plus de détail sur les problèmes macroéconomiques de ce pays.

Ce résultat en apparence contre-intuitif se comprend aisément en fonction du type même de contagion identifiée par notre méthode d'investigation. La contagion que nous identifions dans ce travail n'est, en effet, nullement basée sur une alternative binaire entre de bons ou de mauvais fondamentaux. Conceptuellement, la contagion que nous appréhendons à travers nos 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 une gamme de 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* » (Goldstein, 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. La Corée a été plutôt contaminée par Taiwan (Stiglitz, 2002). En effet, 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).

5. Conclusion

Dans cet article, nous avons proposé une nouvelle procédure pour tester la non-linéarité dans la propagation des chocs financiers. Nous avons suivi 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. Nous avons testé par la suite 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 avec l'intégralité de la période nous a permis également de remédier aux problèmes pouvant résulter d'une mauvaise spécification de la période de crise.

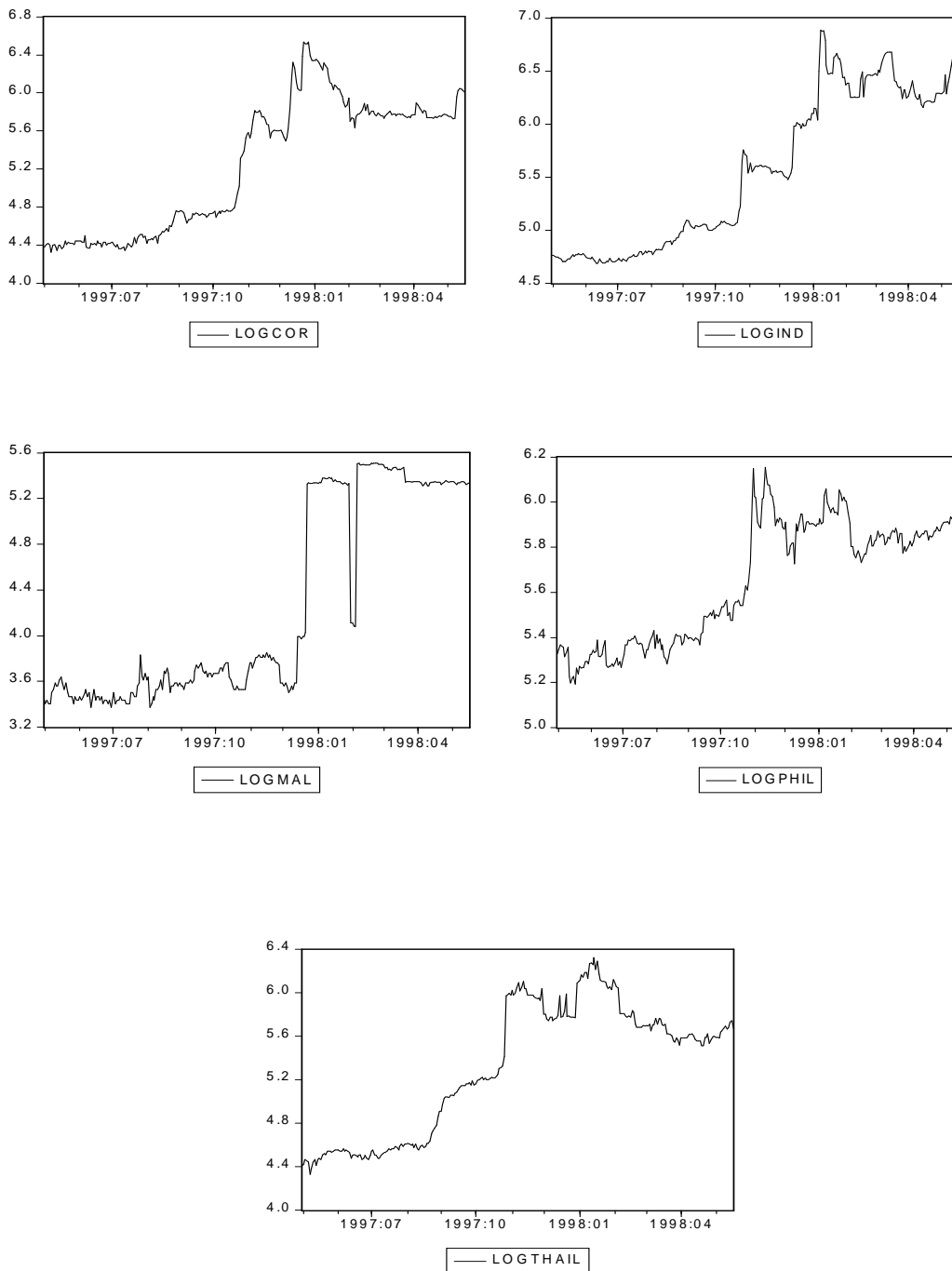
Nos résultats montrent la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs sur les marchés des *spreads* de la Malaisie et des Philippines, initiés à partir de la Thaïlande et de l'Indonésie. Nous concluons ainsi la présence de la contagion pour la Malaisie et les Philippines mais pas pour la Corée,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

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

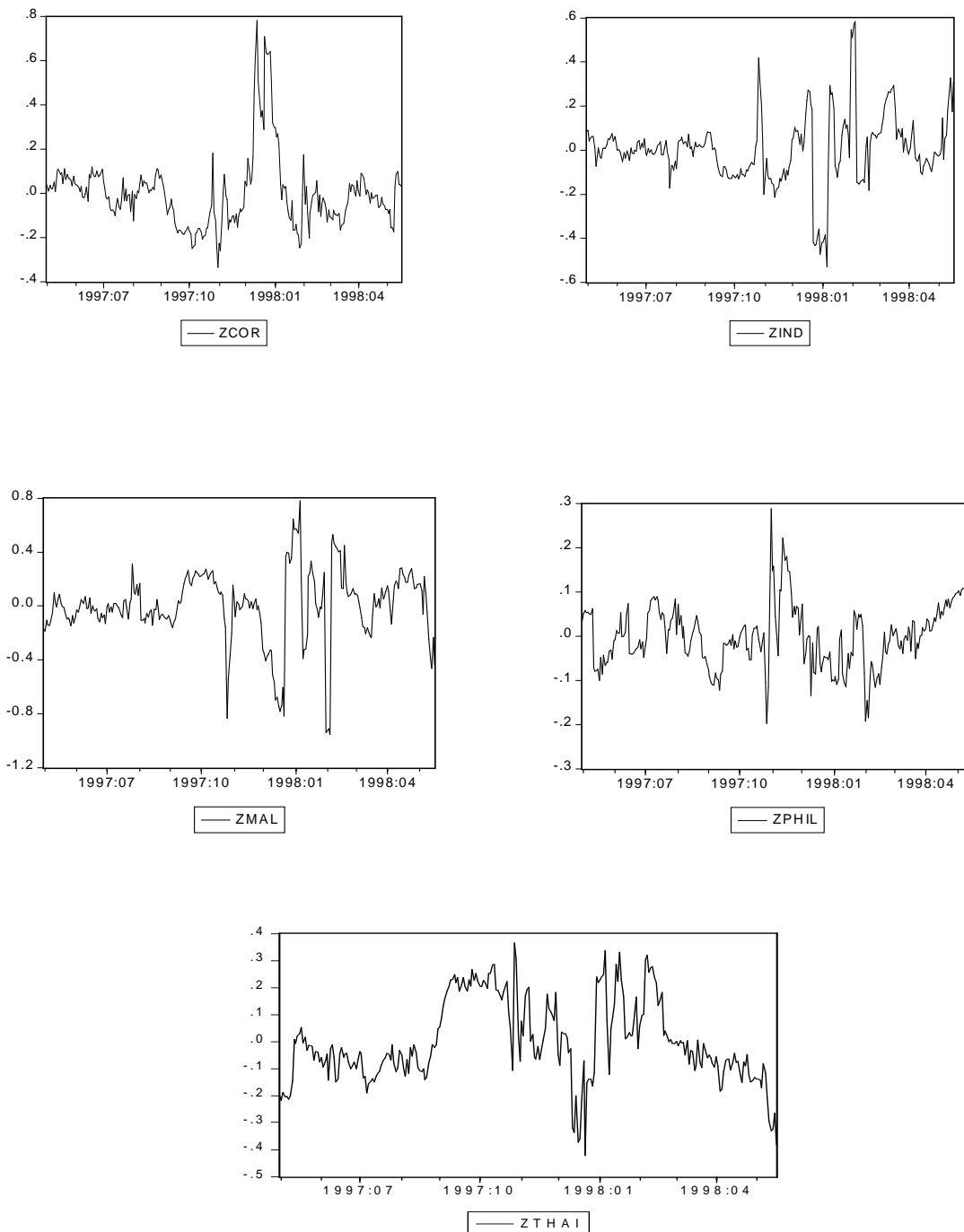
Taiwan du fait de leurs similarités en terme de fondamentaux. Bien entendu, ce diagnostic mériterait d'être testé en élargissant le cadre de notre étude à Taïwan ¹³.

¹³ Un autre prolongement de la présente recherche consisterait à étendre notre procédure dans la direction d'une analyse multivariée. Nous pourrions ainsi tester la non-linéarité d'un VECM, ce qui nous permettrait de corriger les problèmes d'endogénéité

ANNEXE

Graphique 1 : Evolution des *spreads* exprimés en logarithme népérien

Graphique 2 : Evolution 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, 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., Goldestein M. et Hochreiter E. (éd.), *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, 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 Series, 6889.
- Dungey, M., Zhumabekova, D., 2001. Testing for contagion using correlation: some words of caution, Pacific Basin Working Paper Series, n° PB01-09.
- Engel, R. F., Granger, C. W. J., 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Escribano, A., Pfann, A. G., 1998. Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration, *Economic Modelling*, 15, 197-216.
- Favero, C. A., Giavazzi, F., 2000. Looking for contagion: Evidence from the ERM, NBER Working Paper Series, 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, 231-246.
- Forbes, K., Rigobon, R., 2001. Contagion in Latin America : Definition, Measurement, and Policy Implications, Mit-Sloan school of management and NBER, January 17.
- 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, 45-63.

- Glick, R., Rose, A. K., 1999. Contagion and trade - Why are currency crises regional, *Journal of International Money and Finance*, 18, 603-617.
- Goldestein, I., Pauzner, A., 2004. Contagion of self-fulfilling financial crises due to diversification of investment portfolios, *Journal of Economic Theory*, 119, 151-183.
- Goldestein, M., 1998. The Asian financial crises: causes, cures and systemic implication, *Policy Analysis in International Economics*, Institute for International Economics, p.55.
- Granger, C. W. J., Lee, T. H., 1989. Investigation of production, sales and non-symmetric error correction models, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 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, 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, 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, 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 Long-Run Economic Relationships, Engle R. & Granger C. (éd.), 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 effects ? Evidence based on Asian emerging stock markets», *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 251-282.
- Masson, Paul R., 1999. Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria, *Journal of International Money and Finance*, 18, 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, Maurice, 1994. The logic of Currency crises, Banque de France, *Cahiers économiques et monétaires*, Banque de France, n°43.
- 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, 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, 199-224.
- Rigobon, Roberto, 2000. A simple test for stability of linear models under heteroskedasticity, omitted variable, and endogenous variable problems, MIT Working Paper.
- Rigobon, Roberto, 2002. Identification through Heteroskedasticity, Mit-Sloan school of management and NBER, June, 20.
- Rigobon, Roberto, 2003. On the measurement of international propagation of shocks: is the transmission stable?, *Journal of International Economics*, 61, 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, 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, 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, 483-509.
- Wälti, Sébastien, 2003. Testing for contagion in international financial markets: which way to go?, HEI Working Paper 04/2003.

