

La contagion financière : une étude empirique sur les causalités lors de la crise asiatique

Elise MARAIS*

Décembre 2003

Résumé

Cet article a pour objet d'étudier empiriquement le phénomène de contagion lors de la crise asiatique de 1997-1998 en testant la présence de causalité au sens de Granger (dans la lignée des travaux de Sander et Kleimeier [37]) entre les économies asiatiques suivantes : la Thaïlande, l'Indonésie, les Philippines, la Malaisie et la Corée du Sud sur le marché de la dette souveraine émergente. On montre que les liens entre pays sont différents entre la période dite tranquille et la période de crise. Plus spécifiquement, des liens qui n'existent pas durant la période normale se révèlent jouer un rôle important lors de la période de crise. Deuxièmement, le sens des causalités témoigne de l'influence des crises thaïlandaise et coréenne sur les économies de la région. Les crises thaïlandaise et coréenne semblent avoir conduit à une réévaluation de l'ensemble des pays de la région par les investisseurs et constituer un *wake up call effect*.

Mots Clés : crises financières, contagion, causalité.

JEL Classification : F30, G15.

*Allocataire de recherche, CEFI, UMR 6126, CNRS. L'auteur remercie M. Lai Tong pour son aide et ses conseils précieux et André Cartapanis pour avoir encadré ce travail. L'étude économétrique a été réalisée sous PcGive. Cet article a fait l'objet d'une présentation aux Doctoriales 2003, Bruxelles, 4 et 5 décembre. maraiselise@yahoo.fr

1 Introduction

La décennie 90 a été marquée par de nombreuses crises financières et monétaires dans les pays émergents (cf. tableau 1 en annexes). Ces crises ont eu tendance à être chronologiquement et géographiquement groupées, c'est-à-dire à s'étendre entre pays et ceci indépendamment des fondamentaux macroéconomiques des pays concernés. La crise en Asie du Sud Est de 1997-1998 est l'illustration la plus marquée de ce que l'on appelle dans la littérature économique *la contagion*. En effet, la dévaluation du baht thaïlandais en juillet 1997 a marqué le début d'une crise financière et monétaire régionale puis globale. Dans cette étude, nous nous intéresserons au caractère régional de la contagion lors de la crise en Asie du Sud Est.

De manière générale, la contagion fait référence à l'extension des perturbations des marchés financiers d'un pays vers les marchés financiers d'autres pays. On oppose deux types de contagion : une *contagion mécanique* induite par les interdépendances réelles¹ et financières² entre pays (Calvo et Reinhart [9] et Kaminsky et Reinhart [29], p.10 parlent de fundamentals-based contagion) et une *contagion psychologique* qui met en jeu le comportement des investisseurs. Cette contagion psychologique (contagion pure selon Masson [33] ou *Shift contagion* selon Forbes et Rigobon [22]) met en lumière le fait que la transmission d'une crise peut être liée davantage au comportement des investisseurs qu'à l'évolution des fondamentaux macroéconomiques des pays concernés.

Cette distinction est autant théorique qu'empirique. En effet, Forbes et Rigobon [22] opposent les *théories non contingentes aux crises* aux *théories contingentes aux crises*. Dans le cadre des *théories non contingentes aux crises*, les mécanismes de transmission après un choc ne sont pas significativement différents de ceux avant la crise. Dans le cas des *théories contingentes aux crises*, le mécanisme de transmission durant la crise (ou juste après) est fondamentalement différent de celui qui prévalait avant la crise. Cette dernière provoque un changement structurel de telle sorte que les chocs se propagent par l'intermédiaire d'un canal qui n'existe pas durant les périodes de stabilité financière. Dans la même lignée, Edwards [18] désigne *la contagion économique* comme des situations où l'étendue et la magnitude avec lesquelles un choc est transmis à d'autres pays excède ce qui avait été anticipé *ex ante*.

Nous nous placerons dans la lignée de ces travaux en nous demandant comment la causalité entre les pays d'Asie du Sud Est a évolué entre la période tranquille et la période de crise.

¹Voir Gerlach et Smets [24] pour le rôle des liens commerciaux dans la transmission des crises monétaires et Corsetti et al. [13] pour un modèle de dévaluations contagieuses. Voir Eichengreen, Rose et Wyplosz [20] et Glick et Rose [25] pour les travaux empiriques témoignant de la pertinence des liens commerciaux dans la transmission des crises monétaires.

²Voir Allen et Gale [1] pour un modèle de contagion financière sur le marché inter-bancaire des dépôts et VanRijckeghem et Weder [44, 45, 43] pour une étude empirique sur l'effet de créancier bancaire commun.

Dans un premier temps, nous présentons un aperçu des modèles en matière de contagion psychologique. Nous proposons ensuite une typologie des différentes méthodes utilisées pour déterminer la présence de contagion. Les sections suivantes présentent la méthode utilisée pour déterminer les causalités au sens de Granger entre cinq économies asiatiques et les résultats obtenus. La dernière partie apporte quelques éléments de conclusions.

2 Théories sur la contagion psychologique

2.1 Equilibres multiples

Le principal résultat des modèles de crises monétaires de seconde génération est que les crises monétaires auto-réalisatrices peuvent se produire en dépit de conditions macroéconomiques favorables. Cette évolution des théories sur les crises monétaires met en évidence l'importance des équilibres multiples. Dans un contexte de contagion, l'existence d'équilibres multiples est tout aussi importante. En effet, si un "virus" passe d'un pays à un autre, il fait passer les "victimes" d'un bon équilibre à un mauvais équilibre. Le mauvais équilibre peut se caractériser par une dévaluation (crise de change), une chute du prix des actifs financiers, des sorties de capitaux ou un défaut sur la dette.

Le mécanisme d'équilibres multiples se produit lorsqu'une crise dans un pays est utilisée comme *tâche solaire*³ pour d'autres pays. Masson [33] montre comment une crise dans un pays peut coordonner les anticipations des investisseurs faisant passer une autre économie d'un bon à un mauvais équilibre de crise. Le passage d'un bon à un mauvais équilibre et la transmission de la crise à d'autres pays se fait par l'intermédiaire d'une modification des anticipations des investisseurs et non par l'existence de liens réels entre pays. C'est la réalisation voire simplement l'anticipation d'une crise ailleurs qui déclenche la crise dans un autre pays et ceci indépendamment d'un changement effectif ou futur des fondamentaux macroéconomiques. Le passage du bon équilibre à l'équilibre de crise n'est malgré tout pas arbitraire puisqu'il dépend de la valeur des paramètres clés du modèle. Selon ces valeurs, l'économie sera ou non dans une "zone de crise" qui la rendra vulnérable à un saut vers le mauvais équilibre. Ainsi, dans le modèle de Masson [33], la vulnérabilité à la contagion augmente plus la dette externe augmente, plus les réserves internationales de change sont faibles et plus le déficit de la balance commerciale est élevé. Ce type de théories permet d'expliquer non seulement la concentration des crises ("bunching") mais aussi pourquoi les attaques spéculatives se produisent dans des économies qui semblent "saines" au niveau macroéconomique.⁴

³Un équilibre de tâche solaire est un équilibre stochastique dans lequel l'aléa est de nature extra-économique

⁴Voir également Sbracia et Zaghini [38] pour un modèle de crise monétaire de seconde génération où un changement soudain des anticipations peut provoquer une dévaluation monétaire en l'absence de toute détérioration précédente des fondamentaux.

2.2 Chocs de liquidité endogène

La contagion pure peut également se produire du fait de rééquilibrage de portefeuilles⁵. Lorsque ces ajustements de portefeuilles ou de lignes de crédit sont réalisés en excès par rapport aux situations fondamentales et/ou sur des marchés à informations asymétriques, on parle alors de contagion pure.

Chocs de liquidité et wake up call effect. VanRijckeghem et Weder [44, 45, 43] appliquent le concept de wake-up call au rôle du système bancaire dans la propagation internationale des chocs. Consécutivement à une crise, le retrait des capitaux bancaires est dû à une modification soudaine des anticipations des investisseurs pour une classe entière d'actifs, à une nouvelle interprétation de l'information et à une révision des rendements anticipés des actifs. Les banques réagissent à une crise dans un pays par une réduction généralisée des lignes de crédit accordées aux pays emprunteurs. Consécutivement à une crise dans un pays, les investisseurs rééquilibrent leurs portefeuilles, provoquant la transmission de la crise à d'autres pays. Quand de tels rééquilibrages de portefeuilles se produisent dans un contexte d'information asymétrique, les variations des prix sont plus importantes que celles induites en situation de pleine connaissance des fondamentaux. Kodres et Pritsker [31] parlent de *Cross Market Hedging*.

Valdès [42] développe un modèle où une crise dans un pays peut réduire la liquidité des participants du marché. Ce choc de liquidité peut forcer les investisseurs à recomposer leurs portefeuilles en vendant des actifs d'autres pays pour satisfaire des appels de marge par exemple. Mais si le choc de liquidité initial est suffisamment important, une crise dans un pays peut augmenter le degré de rationnement du crédit ("liquidity squeeze/crunch") et forcer les investisseurs à vendre leurs participations dans des actifs de pays qui n'étaient pas touchés par le choc initial et qui présentent des fondamentaux solides.

Calvo [7] développe un autre modèle de liquidité endogène dans lequel il y a des asymétries d'information entre agents. Les agents informés peuvent être obligés de vendre des actifs émergents pour répondre à des appels de marge. Les agents non informés observent ce choc de liquidité et ne peuvent en déterminer la cause. Plus précisément, ils ne peuvent pas faire la distinction entre les appels de marge auxquels font face les agents informés et un mauvais signal témoignant d'une dégradation des fondamentaux des pays concernés par les ventes d'actifs ("signal extraction problem"). Ce phénomène de mimétisme résultant d'une mauvaise interprétation des actions des agents informés conduit à une amplification des retraits de capitaux des pays émergents concernés.

Pour Forbes et Rigobon [22], dans ces deux modèles, le choc de liquidité

⁵Les investisseurs peuvent répondre à un choc sur un marché en réajustant de manière *automatique* leurs portefeuilles, en vendant des actifs de même type (ici émergents) et transmettent le choc initial à d'autres marchés. Ce type de rééquilibrage de portefeuilles fait référence à de la contagion fondamentale[39].

endogène provoque une augmentation de la corrélation entre les actifs financiers. Ce mécanisme de transmission ne se produit pas durant les périodes stables, mais seulement après un choc initial.

2.3 Information asymétrique, problèmes de coordination et canal de l'information corrélée

Une autre cause de la contagion pure est liée à l'imperfection de l'information entre agents financiers. Pritsker [35] met en évidence le *canal de l'information corrélée* pour illustrer l'importance des asymétries d'information dans la contagion pure. Les variations de prix sur un marché peuvent être perçues comme ayant des implications sur la valeur des actifs sur d'autres marchés. Un choc réel dans le pays i qui n'aurait pas d'effet réel et financier dans le pays j si l'information était publiquement observable, a un effet réel et financier dans le pays j si l'information n'est pas publiquement observable. La présence d'asymétries d'information amplifie les mouvements des prix des actifs financiers. Ce canal de transmission des chocs est cohérent avec la contagion basée sur les co-mouvements excessifs.

Problèmes de coordination et wake up call effect. Une crise dans un pays peut fournir de nouvelles informations relatives aux vulnérabilités anticipées dans d'autres pays (Summers [40]). La contagion pure peut se produire par l'intermédiaire d'une modification des anticipations des investisseurs pour des fondamentaux inchangés. A la suite de la dévaluation du baht thaïlandais, les créanciers internationaux ont réévalué la qualité des emprunteurs asiatiques. Cette réévaluation a mis en lumière l'existence de difficultés similaires à la Thaïlande dans les économies de la région. La crise s'est étendue en même temps que la prime de risque de ces pays augmentait, provoquant par un effet de domino l'extension de la crise à l'ensemble de la région.

La contagion pure se produit parce que les investisseurs concluent que les pays similaires au premier pays en crise partagent les mêmes difficultés. Cela suppose que les investisseurs ne soient pas pleinement informés des conditions macroéconomiques de chaque pays. Ils prennent alors leurs décisions sur la base des actions d'autres investisseurs (qu'ils croient mieux informés ou qui agissent avant eux).

Dans Calvo [7], c'est la présence d'asymétries d'information qui génère de la contagion pure dans le sens où les mécanismes de transmission pendant la crise sont différents par rapport à la période tranquille. Calvo et Mendoza [8] montrent qu'en présence d'asymétries d'information, les coûts fixes impliqués dans la collecte et le traitement de l'information spécifique à un pays peuvent conduire à des comportements moutonniers. Les investisseurs peuvent être séparés en deux groupes ; les investisseurs informés et ceux qui le sont moins (ou pas du tout). Etant donné le coût de la collecte et du traitement de l'information, la

plupart des petits investisseurs ne peuvent pas se permettre de collecter individuellement les informations spécifiques à chaque pays. Il apparaît moins couteux aux agents peu informés de suivre les actions des agents informés que de payer pour obtenir l’information. Pour prendre leurs décisions d’investissement, les agents peu informés vont négliger leurs propres informations et s’inspirer des actions des agents informés. Dans le cas d’une crise, cette uniformisation des actions des investisseurs conduit à des ventes massives et généralisées d’actifs. La contagion est alors définie comme “portfolio re-allocations that are not directly related to the fundamentals determining the risk and return properties of asset returns” (Calvo and Mendoza [8], p. 81).

Cette augmentation des comportements moutonniers peut être due à deux éléments :

- Les coûts de collecte et de traitement de l’information augmente avec le nombre de pays où des investissements peuvent être réalisés (processus de libéralisation financière) et avec l’élargissement du rang des investisseurs (Calvo et Mendoza [8]).
- La diversification des investisseurs rend l’établissement de la réputation plus difficile. Etant donné les coûts de réputation élevés, les investisseurs peuvent trouver plus avantageux de suivre la tendance. Pour ne pas être discrédité, un investisseur préférera suivre la masse (“follow the herd”) plutôt que de prendre ses propres décisions. Le risque de comportements en cascade est particulièrement élevé parmi les investisseurs institutionnels.

3 Mesures de la contagion

La distinction entre contagion fondamentale et contagion pure est aussi pertinente d’un point de vue empirique. En effet, on oppose les mesures de la contagion fondamentale des mesures de la contagion pure. Nous proposons la classification suivante⁶ :

- Le premier type d’études empiriques s’intéresse aux effets d’un choc dans un pays sur d’autre(s) pays. Les estimations économétriques par modèles probit/logit permettent de tester la significativité de différents canaux réels de transmission des chocs comme les liens commerciaux, les interdépendances financières ou les similitudes macroéconomiques (Voir par exemple Eichengreen, Rose, et Wyplosz [20], Glick et Rose [25], or Caramazza, Ricci, et Salgado [10]).
- Le second type de recherches empiriques définit la contagion comme la présence de discontinuités dans le mécanisme de propagation des chocs. Ces mesures de la contagion pure peuvent être classées en trois catégories : “volatility spillovers”, les études sur les co-mouvements (corrélations) et la *shift contagion*.

⁶Pericoli et Sbracia [34] proposent une classification différente des différentes mesures de la contagion et donnent un large aperçu des travaux empiriques en la matière. Voir également Rigobon [36] et Sander et Kleimeier [37]

3.1 Volatility spillovers

La contagion peut se produire quand la volatilité sur les marchés financiers d'un pays s'étend aux marchés financiers d'autres pays. La crise est identifiée à l'aide de pics de volatilité et la contagion fait alors référence à l'extension de l'incertitude sur les marchés financiers⁷. La méthode la plus employée pour tester les externalités de volatilité est l'estimation de modèles GARCH.

Hamao et Masulis [27] étudient la transmission de la volatilité entre marchés boursiers après le krach d'octobre 1987. Ils montrent la présence d'effets de volatilité entre les marchés boursiers anglais et américains et le marché boursier japonais. Edwards [17] s'intéresse aux externalités de volatilité sur les marchés de la dette souveraine entre les pays d'Amérique Latine après la crise mexicaine. L'estimation d'un modèle GARCH univarié avec des données hebdomadaires sur les taux d'intérêt de 1994 à 1998 montre la significativité de l'impact de la crise mexicaine sur le marché argentin. En outre, les résultats obtenus ne montrent aucune preuve de volatility spillovers entre le Mexique et le Chili. Edwards et Susmel [19] utilisent des modèles GARCH univarié et bivarié⁸ pour montrer la présence de contagion entre l'Argentine, le Chili, le Mexique, le Brésil et Hong Kong de 1991 à 1999. Les périodes de forte volatilité sont déterminées de manière exogène. Dans tous les pays étudiés, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de l'existence de trois états différents : périodes de volatilité faible, moyenne et élevée. De plus, les résultats tendent à montrer que les périodes de forte volatilité coïncident entre les pays étudiés. Consécutivement à une crise, ces pays ont connu une augmentation majeure de la volatilité boursière. Cependant, cette coïncidence de période de forte volatilité entre pays n'est pas une preuve empirique suffisante de la présence de contagion. Edwards et Susmel estiment alors un modèle SWARCH (Switching ARCH) et trouvent que le Mexique-l'Argentine, l'Argentine-Hong Kong et Hong Kong-Chili (en octobre 1987) sont conjointement affectés par un état de forte volatilité.

Dungey et Martin [15] utilisent un modèle factoriel ("latent factor model") pour distinguer les effets des chocs communs, des chocs idiosyncratiques, de la contagion (définie comme une composante non anticipée du choc idiosyncratique d'un pays sur le taux de change d'un autre pays⁹) durant la crise asiatique et sur le marché des changes de quatre pays (la Thaïlande, la Malaisie, l'Indonésie et la Corée du Sud) de janvier 1997 à août 1998. Ce modèle factoriel leur permet de décomposer la volatilité du taux de change dans ses différentes composantes. Leurs résultats montrent l'importance des facteurs communs dans la volatilité des taux de change et la présence d'effets de conta-

⁷Les études empiriques sur les externalités de volatilité ne font pas explicitement référence à l'opposition contagion fondamentale/contagion pure. Cependant, nous considérons que les externalités de volatilité font référence à la contagion pure puisqu'elles désignent l'extension de l'incertitude entre marchés financiers.

⁸Données hebdomadaires sur les taux d'intérêt.

⁹"an unanticipated component of one country's idiosyncratic shock on another country's exchange rate".

gion. Les tests joints de contagion rejettent l’hypothèse nulle de non contagion : les effets de contagion de la Thaïlande et de la Malaisie sont statistiquement significatifs. La Thaïlande et la Malaisie apparaissent donc comme les principales sources de contagion. L’Indonésie est le pays le plus touché par ces effets de contagion. Enfin, il n’y a pas de “feedback” vers la Thaïlande. La Thaïlande apparaît donc comme le déclencheur de la crise¹⁰.

3.2 Corrélations des rendements d’actifs financiers

Dans la première étude sur les corrélations, King et Wadwhani [30] définissent la contagion comme un changement significatif dans le coefficient de corrélations. On peut distinguer deux types de mesure de la contagion pure à l’aide des coefficients de corrélations (co-mouvements) :

- Le premier type de mesure teste la présence d’une augmentation significative des co-mouvements de rendements d’actifs financiers (taux de change, taux d’intérêt, spreads sur la dette souveraine et indices boursiers) entre les périodes tranquilles et les périodes de crise. Ici, la contagion fait référence à une augmentation significative des co-mouvements entre marchés consécutivement à une crise sur un marché.
- La contagion peut également se produire quand les co-mouvements sont supérieurs à ceux induits par les fondamentaux des pays. Ce type de mesure teste si les co-mouvements contrôlés des fondamentaux sont significativement différents de zéro.

$$X_{i,t} = \alpha + \beta X_{j,t} + \gamma F_{i,t} + \lambda G_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Avec $F_{i,t}$ les fondamentaux du pays i , G_t les variables globales. Si $|\epsilon_{i,t}|$ est positif, alors il y a contagion. Si les co-mouvements entre marchés sont significatifs, la corrélation inexplicée provient d’une modification du sentiment du marché. La contagion (pure) peut alors être définie comme la transmission d’une crise qui n’est pas due aux conditions fondamentales des pays concernés, ou par la proximité économique ou géographique avec le premier pays en crise. Dans la même lignée, Edwards [18] définit la contagion économique comme des situations où l’étendue et l’importance avec lesquelles un choc se transmet excèdent ce qui avait été anticipé *ex ante*¹¹. Si les résidus du modèle linéaire suivant sont élevés, il y a contagion.

$$X_{i,t} = \alpha + \beta Y_{j,t} + \lambda G_t + \phi Z_{k,t} + \epsilon_t \quad (2)$$

Avec $Y_{j,t}$ les fondamentaux domestiques, G_t les chocs globaux, $Z_{k,t}$ les spillovers de k pays reliés. Si les ϵ estimés sont élevés, il y a contagion pure/économique car les variations de $X_{i,t}$ ne sont

¹⁰ “Thailand was a trigger for the East Asian crisis.”

¹¹ “Situations where the extent and magnitude to which a shock is transmitted exceeds what was expected *ex ante*.” (p. 5)

pas totalement expliquées par les variations des fondamentaux. Précisément, la contagion se produit lorsque les co-mouvements ne sont pas expliqués par les fondamentaux.

King et Wadwhani [30] étudient les variations des coefficients de corrélation entre trois marchés boursiers (américain, anglais et japonais) après la crise boursière d’octobre 1987. A l’aide de données journalières couvrant la période septembre 1987-octobre 1987, ils se demandent pourquoi ces marchés boursiers ont baissé ensemble alors que les conditions macroéconomiques dans ces trois pays étaient très différentes. Ils s’intéressent à l’évolution de la matrice de variance-covariance. Leur étude montre que lorsque le NYSE est ouvert, il y a une transmission excessive de volatilité vers le marché anglais. De plus, les coefficients de corrélation entre ces trois marchés augmentent significativement après le krach d’octobre.

A la suite des crises mexicaine et asiatique, les études empiriques sur la contagion se sont concentrées sur les économies émergentes. Calvo et Reinhart [9] étudient les coefficients de corrélations entre les marchés boursiers et les marchés des Brady bonds de sept pays d’Amérique Latine et de six pays d’Asie. Leurs résultats montrent une augmentation significative des coefficients de corrélation après la dévaluation du peso mexicain, témoignant de la validité de l’effet Tequila. Baig et Goldfajn [3] étudient le phénomène de contagion lors de la crise asiatique en s’intéressant aux coefficients de corrélation entre les taux de change, les taux d’intérêt, les indices boursiers et les spreads. Leurs résultats valident l’existence de mécanismes de contagion sur les marchés des changes et sur les marchés de la dette souveraine¹². Bazdresch et Werner [5] s’intéressent à l’impact des crises asiatique et russe sur le Mexique. La crise asiatique provoque une augmentation significative des coefficients de corrélation entre marchés boursiers. La crise russe provoque également une augmentation de la corrélation entre le Mexique et la Russie. Il y a également des preuves de contagion entre le Mexique, les pays d’Asie et la Russie sur les marchés de la dette souveraine. Baig et Goldfajn [4] étudient la contagion financière entre le défaut de paiement russe et la crise brésilienne. Ils trouvent des corrélations élevées sur le marché des Brady bonds. Ces corrélations augmentent fortement durant la période de crise. Ces résultats témoignent de la présence de contagion pure entre la Russie et le Brésil sur le marché des Brady bonds.

3.3 Shift contagion (Forbes et Rigobon [22])

Forbes et Rigobon [23] définissent la contagion comme une augmentation significative des liens entre marchés après un choc dans un pays (ou un groupe de pays).¹³ Il y a *shift contagion* lorsque les co-mouvements entre marchés augmentent après un choc. Le choc et sa propagation provoquent une rupture structurelle dans le mécanisme

¹²Il y a peu de preuve de contagion entre les taux d’intérêt et les indices boursiers.

¹³“A significant increase in cross-market linkages after a shock in one country (or a group of countries).” (p. 2223)

de transmission des chocs entre pays, de telle sorte que les chocs se propagent à travers des canaux qui n'existent pas durant les périodes tranquilles¹⁴.

$$r_i = \alpha_i + \beta_i f + (\epsilon + \epsilon_i) \quad (3)$$

$$r_j = \alpha_j + \beta_j f + \gamma_j \epsilon + \epsilon_j \quad (4)$$

– Si $\gamma_j = 0$, on obtient :

$$r_i = \alpha_i + \beta_i f + u \quad (5)$$

$$r_j = \alpha_j + \beta_j f + \epsilon_j \quad (6)$$

Avec $u = (\epsilon + \epsilon_i)$.

Donc, si $\gamma_j = 0$ il y a *interdependance*.

– Si $\gamma_j \neq 0$, il y a *pure/shift contagion* : le facteur spécifique au pays j devient un facteur global.

Forbes et Rigobon [22, 23] mettent en évidence l'existence de biais dans les tests économétriques de la contagion à cause de l'hétéroscédasticité, des variables endogènes et des variables omises¹⁵. Ils proposent une procédure pour ajuster les coefficients de corrélation¹⁶. Ils testent la présence de contagion lors de la crise d'octobre 1987, de la crise mexicaine et de la crise asiatique. Alors que les coefficients de corrélation non ajustés traduisent la présence de contagion, l'utilisation des coefficients de corrélation ajustés montre l'absence de contagion. Forbes et Rigobon concluent alors "No contagion, only interdependence". Corsetti, Pericoli et Sbracia¹⁷ [12] construisent un modèle factoriel de rendements d'actifs financiers et montrent que la méthode utilisée par Forbes et Rigobon [22, 23] repose sur une hypothèse arbitraire concernant la variance du choc spécifique du premier pays en crise.

$$S_1 = \alpha_1 + \gamma_1 f + \epsilon_1 \quad (7)$$

$$S_2 = \alpha_2 + \gamma_2 f + \epsilon_2 \quad (8)$$

avec S_1 et S_2 les rendements boursiers des pays 1 et 2, ϵ_1 and ϵ_2 les chocs idiosyncratiques et f les facteurs communs. On suppose que la crise a pour origine le pays 2. En regroupant les coefficients, on obtient :

$$S_1 = \alpha + \beta S_2 + \epsilon \quad (9)$$

with $\alpha = (\alpha_1 - \alpha_2 \frac{\gamma_1}{\gamma_2})$, $\beta = \frac{\gamma_1}{\gamma_2}$, and $\epsilon = (\epsilon_1 - \epsilon_2 \frac{\gamma_1}{\gamma_2})$.

¹⁴Selon Boyer, Gibson, et Loretan [6], la contagion se produit lorsque un choc spécifique à un pays devient un choc global.

¹⁵Concernant les critiques et les mises en garde relatives à l'utilisation des coefficients de corrélation pour tester la contagion, voir Boyer, Gibson, et Loretan [6], Loretan et English [32], et Dungey [16]. Voir également Rigobon [36] pour une méthode en variable instrumentale.

¹⁶Le théorème de corrélation normale propose l'ajustement des coefficients de corrélation suivant : $\rho^a = \rho^u [\frac{1+\delta}{1+\delta\rho^{u2}}]^{1/2}$.

¹⁷La contagion est définie comme une discontinuité dans le mécanisme de transmission internationale.

Selon Corsetti, Pericoli et Sbracia, l'étude de Forbes et Rigobon est basée sur un ratio $\lambda_j = \frac{\sigma_{e2}^2}{\gamma_j^2 \sigma_j^2}$ nul ce qui biaise leur résultat en faveur du non rejet de l'hypothèse nulle de non contagion. Corsetti, Pericoli et Sbracia estiment le λ ratio et montrent l'existence de contagion suite à la crise boursière d'octobre 1997 à Hong Kong.

Comme dans Baig et Goldfajn¹⁸ [3, 4] et Sander et Kleimeier [37], on s'intéresse à la présence de contagion sur les marchés de la dette souveraine émergente. On se demande en particulier si les causalités entre ces cinq économies asiatiques montrent des signes de contagion pure ou de *shift contagion*. Autrement dit, on se demande si il y a un changement dans les mécanismes de propagation des chocs. Cette étude empirique a pour objectif de montrer une différence significative entre la période tranquille et la période de crise dans le mécanisme de transmission des chocs sur le marché de la dette souveraine.

¹⁸ "The spreads on dollar-denominated debt, representing default risk display the most striking degree of correlation and evidence for contagion."

4 Méthode empirique

Cette étude a pour objet de tester la présence de causalité au sens de Granger dans un modèle VAR bivarié entre les pays d'Asie du Sud Est (Thaïlande, Indonésie, Malaisie, Philippines et Corée du Sud) sur le marché des obligations souveraines. D'après les données (Tableau 5) et les travaux de Baig et Goldfajn [3] nous définissons la période tranquille (1 avril 1997 au 1 juillet 1997) et la période de crise (2 juillet 1997 au 18 mai 1998)¹⁹.

De manière générale, le concept de non causalité au sens de Granger désigne le fait que le passé d'une variable X_t n'apporte aucune information à la variable Y_t . Pour tester la non causalité, on met en place un test de significativité des coefficients des retards de X_t dans une régression de Y_t sur les retards de X_t et Y_t . On dit que X cause Y au sens de Granger si les coefficients estimés des retards de X_t sont significativement différents de zéro.

Soit le modèle VAR bivarié en niveau suivant :

$$X_t = \alpha_x + \sum_{i=1,k} \beta_{x,i} X_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{x,i} Y_{t-i} + \epsilon_{x,t} \quad (10)$$

$$Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1,k} \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{y,i} X_{t-i} + \epsilon_{y,t} \quad (11)$$

La causalité au sens de Granger teste si tous les φ_i sont nuls grâce à un test standard (F).

- Si on rejette H_0 ($\varphi_x = 0$) dans l'équation (10), alors on dit que Y cause X au sens de Granger.
- Si on rejette H_0 ($\varphi_y = 0$) dans l'équation (11), alors on dit que X cause Y au sens de Granger.
- Si on rejette l'hypothèse nulle de non causalité dans (10) et (11), alors les variables X et Y sont interdépendantes.

Le test de causalité ne peut être appliqué que sur des séries stationnaires (I(0)) ou qui n'ont pas de racine unitaire dans (10) et (11). Pour tester la présence de racine unitaire, on pratique un test de Dickey Fuller Augmenté (test ADF). L'approche ADF contrôle la corrélation d'ordre supérieur à 1.

Soit un processus univarié en niveau d'ordre p :

$$Y_t = \mu + \rho_1 Y_{t-1} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

On teste la présence d'une racine unitaire en transformant le modèle en différence avec un terme en niveau en t-1 :

$$\Delta Y_t = \mu + \xi Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \epsilon_t$$

Le test ADF teste $H_0 : \xi = 0$.

- Si on accepte H_0 , on accepte la présence de racine unitaire. La variable Y n'est pas stationnaire ou est intégrée d'ordre 1 (I(1)).
- Si on rejette H_0 , on rejette la présence de racine unitaire. La série est stationnaire ou intégrée d'ordre 0 (I(0)).

¹⁹Ce travail reprend la méthode de Sander et Kleimeier [37]. Cependant, la base de données utilisée étant différente, les résultats obtenus ne sont pas comparables.

On doit désormais considérer deux cas :

- Dans un premier temps, on pratique le test ADF sur les séries en niveau. Si on accepte l'hypothèse nulle, on pratique ensuite le test sur les séries en différences premières. Si les deux séries du VAR bivarié sont stationnaires ²⁰, alors on estime (10) et (11) par les MCO. On teste l'hypothèse nulle de non causalité de Y sur X en testant la nullité des coefficients $\varphi_{x,i}$ dans (10) puis l'hypothèse nulle de non causalité de X sur Y en testant la nullité des coefficients $\varphi_{y,i}$ dans (11) ²¹. Ainsi, quand une des deux variables est stationnaire, on perd l'aspect de long terme de l'analyse.
- Si les deux séries sont intégrées d'ordre 1, on ne peut pas tester la causalité directement sur (10) et (11). Il faut préalablement tester l'absence de cointégration entre les deux séries. L'étude de la cointégration se fait selon la procédure de Johansen[28] ²² qui a pour élément central la statistique de la trace qui teste sur un VAR cointégré le nombre de relations de cointégration (r). La statistique de la trace teste l'hypothèse nulle "il y a au plus r_0 relations de cointégration entre X et Y" contre l'hypothèse alternative "il y a au moins $r_0 + 1$ relations de cointégration entre X et Y".

* En l'absence de cointégration entre X et Y, on estime un VAR en différences premières car les variables sont I(1) :

$$\Delta X_t = \alpha_X + \sum_{i=1,k} \beta_{X,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{X,i} \Delta Y_{t-i} + \epsilon_{X,t} \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_Y + \sum_{i=1,k} \beta_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{Y,i} \Delta X_{t-i} + \epsilon_{Y,t} \quad (13)$$

Les tests de causalité sont alors appliqués aux équations (12) et (13). La causalité au sens de Granger teste sous l'hypothèse nulle si "X ne cause pas Y au sens de Granger" en testant $\varphi_{x,i} = 0$ dans (12) et "Y cause X au sens de Granger" en testant $\varphi_{y,i} = 0$ dans (13).

- * En présence de cointégration entre X et Y, il faut intégrer un terme correcteur d'erreur (ECT) dans le VAR en différence. ECT est une estimation de la relation de cointégration entre X et Y qui forme une combinaison linéaire stationnaire. Le VAR d'ordre k devient un VECM d'ordre k-1 tel que :

²⁰Si il y a une série I(1) et une série I(0) dans le VAR bivarié, on estime le VAR par les MCO tel que la variable I(0) est en niveau et la variable I(1) en différence première.

²¹Ce test de causalité au sens de Granger est effectué par l'instruction General Restrictions de PcGive.

²²C'est la différence majeure avec l'étude de Sander et Kleimeier qui teste la présence de cointégration grâce aux statistiques de Dickey-Fuller et de Durbin-Watson sur le terme correcteur d'erreur.

$$\Delta X_t = \alpha_X + \sum_{i=1,k} \beta_{X,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{X,i} \Delta Y_{t-i} + \gamma_X ECT_{X,t-1} + \epsilon_{X,t} \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_Y + \sum_{i=1,k} \beta_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1,k} \varphi_{Y,i} \Delta X_{t-i} + \gamma_Y ECT_{Y,t-1} + \epsilon_{Y,t} \quad (15)$$

La causalité se teste alors de deux manières ²³ :

La non causalité de court terme de Y sur X dans (14) (de X sur Y dans (15)) est testée par l'hypothèse nulle $\varphi_{X,i} = 0$ ($\varphi_{Y,i} = 0$). Si on rejette H_0 , on accepte la causalité de Y sur X (la causalité de X sur Y). Autrement dit, Y cause X (X cause Y) sur le court terme au sens de Granger.

La non causalité de long terme de Y sur X dans (14) (de X sur Y dans (15)) est testée par l'hypothèse nulle $\gamma_X = 0$ dans (14) ($\gamma_Y = 0$ dans (15)). Si on rejette H_0 , on peut dire que Y cause X (X cause Y) au sens de Granger sur le long terme. Ces tests sont réalisés dans l'esprit d'Andersson [2] qui impose des restrictions sur les paramètres du VECM. La non causalité à long terme revient à effectuer des tests d'exogénéité faible dans le VECM

²³Cf. Andersson [2].

5 Résultats

Les tests de racine unitaire (Tableaux 2a, 2b et 2c) montrent que la plupart des séries sont $I(1)$, sauf les spreads coréens et thaïlandais lors de la période tranquille.

Le choix de l'ordre du VAR pour chaque paire de pays et sur chaque sous période est réalisé à l'aide de critères d'information.

Ordre du VAR	Période tranquille	Période de crise
Corée-Indonésie	VAR(2)	VAR(5)
Corée-Malaisie	VAR(2)	VAR(4)
Corée-Philippines	VAR(2)	VAR(2)
Corée-Thaïlande	VAR(2)	VAR(5)
Indonésie-Malaisie	VAR(2)	VAR(2)
Indonésie-Philippines	VAR(2)	VAR(5)
Indonésie-Thaïlande	VAR(2)	VAR(2)
Malaisie-Philippines	VAR(2)	VAR(2)
Malaisie-Thaïlande	VAR(2)	VAR(2)
Philippines-Thaïlande	VAR(2)	VAR(3)

La cointégration ne peut se produire qu'entre deux séries $I(1)$. Le test de cointégration n'est donc mené que pour les paires de pays dont les variables sont non stationnaires. On utilise la méthode de Johansen [28] pour détecter la présence de cointégration. Elle est basée sur l'étude des valeurs propres estimées de la matrice Π (telle que $\Pi = \alpha\beta'$) et sur la statistique de la trace.

Les tableaux 3a et 3c présentent les résultats du test de cointégration.

- Pendant la période tranquille, on rejette l'hypothèse de cointégration entre l'Indonésie et la Malaisie. L'étude des paires suivantes : Indonésie-Philippines et Malaisie-Philippines conduit à une contradiction durant la période tranquille qui peut traduire la présence de série stationnaire dans ces VAR bivariés. On effectue donc un test de stationnarité multivariée (Tableau 3b) qui conduit à une nouvelle contradiction : la variable des Philippines apparaît à la fois stationnaire et non stationnaire. Ces contradictions révèlent un problème de robustesse de l'échantillon en période tranquille qui ne contient que 45 observations. On fait donc un choix arbitraire sur la non stationnarité de la variable Philippines pour les tests de causalité ²⁴. On rejette l'hypothèse de cointégration durant la période tranquille. Cette absence majeure de cointégration révèle que pendant les périodes "normales", la prime de risque de chacun des émergents étudiés est déterminée essentiellement par les risques individuels des pays. Sander et Kleimeier interprètent le rejet de la présence de cointégration avant la période de crise comme l'absence de facteurs de risques macroéconomiques communs ²⁵.

²⁴Les estimations ont été faites successivement pour $SPPHIL \approx I(1)$ et $SPPPHIL \approx I(0)$. Il n'y a pas de différence significative quant aux sens des causalités obtenus.

²⁵Notre échantillon s'arrêtant en mai 1998, nous n'avons pas pu intégrer les périodes de transition et de post crise à notre étude. Sander et Kleimeier qui disposent d'un échantillon

- Pendant la période de crise (Tableau 3c), on accepte dans quatre cas l’hypothèse de cointégration (Corée-Malaisie, Corée-Philippines, Indonésie-Philippines et Philippines-Thaïlande).

L’étude des causalités entre ces cinq économies d’Asie du Sud Est est recensée dans les tableaux 4a, 4b et 4c.

- La période tranquille est marquée par une absence notable de liens de causalités entre ces cinq économies à l’exception de la Thaïlande et de la Malaisie (figure 1).

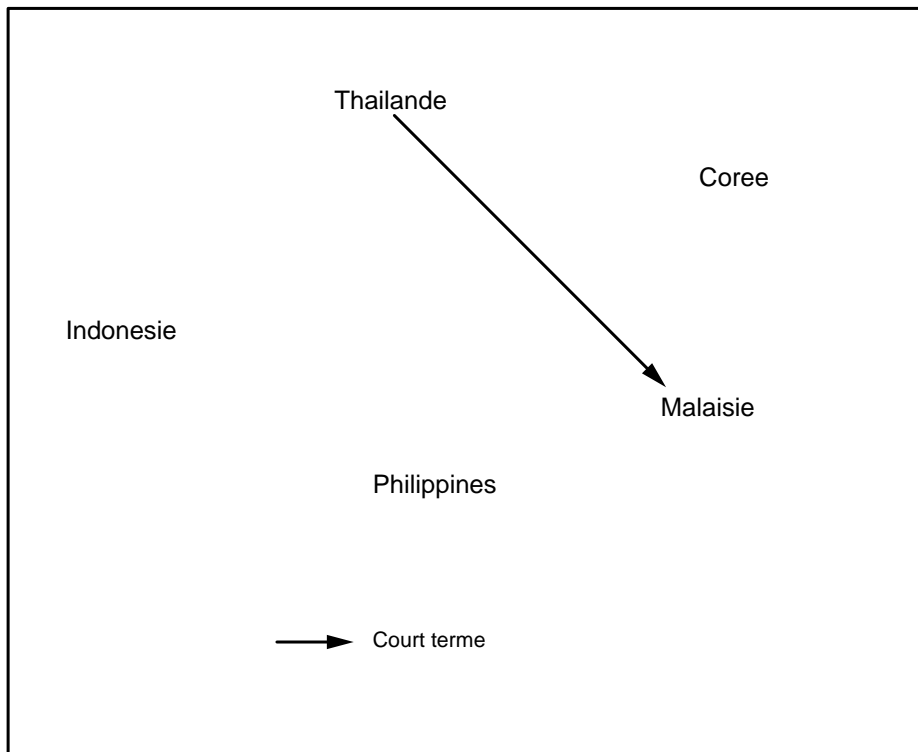


FIG. 1 – Causalité période tranquille

- La période de crise est propice à l’émergence de nouvelles causalités (figure 2). On recense huit cas de causalité à court terme et six cas de causalité à long terme. On note également le rôle important joué par la Corée du Sud et dans une moindre mesure par la Thaïlande dans la transmission de la crise aux autres économies de la région. L’importance de la Thaïlande et de la Corée du Sud est résumée dans le tableau suivant. L’ensemble des relations causales obtenues durant la période de crise sont mises en évidence par la figure 2.

plus important, concluent que la présence de cointégration après la période de crise (“post crisis period”) témoigne de l’existence d’une perception plus uniforme du risque pays dans la région.

Causalité à court terme	Causalité à long terme
Corée du Sud \rightarrow Thaïlande	-
Corée du Sud \rightarrow Malaisie	-
-	Corée du Sud \rightarrow Philippines
Corée du Sud \rightarrow Indonésie	-
Thaïlande \rightarrow Malaisie	-
Thaïlande \rightarrow Philippines	Thaïlande \rightarrow Philippines

\rightarrow signifie qu'il y a causalité au sens de Granger entre les deux variables.

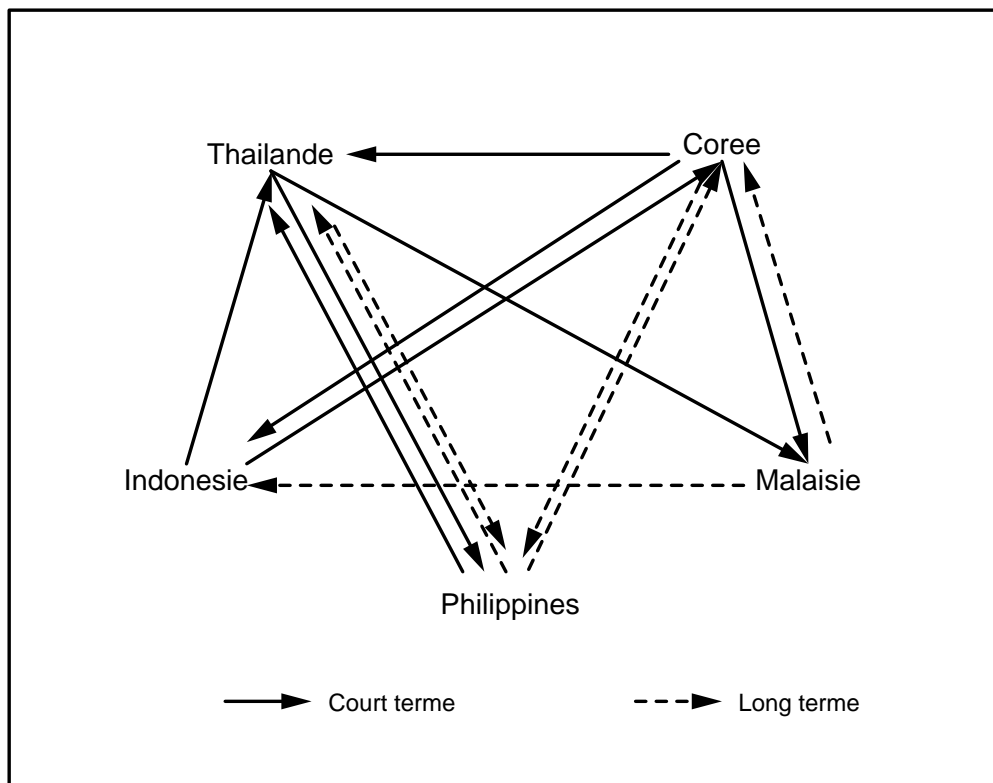


FIG. 2 – Causalité période de crise

Ces résultats témoignent de l'effet des crises en Thaïlande et en Corée sur l'opinion du marché et par voie de conséquence sur l'extension de la crise. Comme l'argumente Summers [40], une crise dans un pays peut modifier les anticipations des investisseurs sur les vulnérabilités présentes dans d'autres pays. De même, Goldstein [26] parle de *wake up call effect* lorsqu'une crise dans un pays fournit de nouvelles informations concernant les problèmes économiques dans d'autres pays. Ainsi, la contagion psychologique peut se produire à cause de la modification des anticipations des agents pour des fondamentaux inchangés. Les crises en Thaïlande et en Corée ont aggravé la perception des investis-

seurs sur la situation des pays dits du miracle asiatique provoquant, par un effet de domino, l'extension de la crise aux pays de la région. Le marché a basculé d'un optimisme excessif concernant l'existence d'un miracle asiatique vers un pessimisme tout aussi excessif où tous les pays de la région partageraient les mêmes vulnérabilités que la Thaïlande et la Corée.

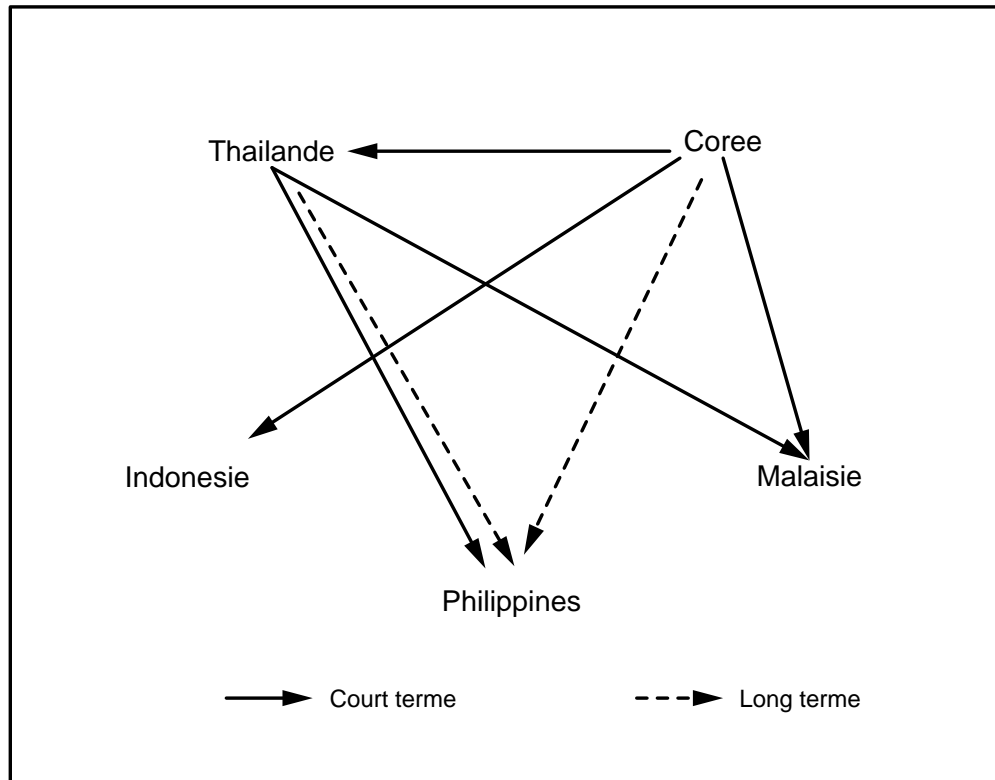


FIG. 3 – Causalité période de crise : Influences des crises en Thaïlande et en Corée du Sud

6 Conclusions

Cette étude sur les causalités montre la présence de phénomène de *contagion psychologique* durant la crise asiatique. Premièrement, les causalités entre les cinq économies d'Asie du Sud Est étudiées sont très différentes entre la période tranquille et la période de crise. La crise est propice à l'émergence de causalités qui n'existaient pas durant la période tranquille. Ainsi, les mécanismes de transmission durant la crise sont différents de ceux qui prévalaient avant la crise. Ces résultats témoignent de la présence de *shift contagion* durant la crise en Asie du Sud Est de 1997-1998. Deuxièmement, le sens des causalités durant la période de crise montre l'impact des crises thaïlan-

daise et coréenne dans la transmission de la crise aux autres pays de la région par l'intermédiaire de la modification des anticipations des investisseurs à l'égard des pays dits du miracle asiatique. Il y a eu une modification soudaine des anticipations des investisseurs à l'égard de l'ensemble des pays de la région ; c'est-à-dire une perte de confiance auto-réalisatrice qui a mis en oeuvre des comportements grégaires générateurs de dévaluations en chaîne et des retraits de capitaux supérieurs à ceux exigés par les situations fondamentales des pays touchés par la crise.

Annexes

Tableau 1 : Pays concernés par les épisodes de crise²⁶

Crise Mexicaine Mexique	Crise asiatique Thaïlande	Crise russe Russie
Argentine	Argentine	Argentine
Brésil	Brésil	Biélorussie
Hong Kong	République Tchèque	Bolivie
Hongrie	Hong Kong	Brésil
Indonésie	Hongrie	Colombie
Pérou	Indonésie	République Tchèque
Philippines	Corée du Sud	Equateur
Thaïlande	Malaisie	Géorgie
Vénézuela	Mexique	Hong Kong
	Pakistan	Indonésie
	Philippines	Corée
	Pologne	Mexique
	Singapour	Moldavie
	Afrique du Sud	Pakistan
	Taiwan	Paraguay
	Vietnam	Pologne
		Afrique du Sud
		Tadjikistan
		Thaïlande
		Turquie
		Turkmenistan
		Ukraine
		Uruguay
		Ouzbekistan
		Vénézuela

La contagion est définie comme l’extension d’une crise monétaire partant d’un premier pays touché par la crise (“ground zero country”). La contagion est déterminée comme “sufficiently persistent fallout to raise worries about a possible currency crisis, and involving a change on the order of 10 % in either reserves, the exchange rate or interest rates (ie. 1 000 basis points)” (VanRijckeghem et Weder, [43], p. 14).

²⁶Source : VanRijckeghem et Weder [43]. En gras, sont indiqués les pays étudiés dans cet article.

Tableau 2a : Tests de racine unitaire Période tranquille

Variable	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
Spécification	Constante	Constante	Constante	Constante	Constante
Lag	5	1	5	5	5
ADF-t value	-1.827	-3.895**	-2.400	-2.636	-3.006*
c.v. 5%	-2.94	-2.94	-2.94	-2.94	-2.94
c.v. 1%	-3.61	-3.61	-3.61	-3.61	-3.61
Variable	DSPIND	DSPKOR	DSPMLS	DSPPHIL	DSPTHAI
Spécification	Constante	Constante	Constante	Constante	Constante
Lag	2	-	2	2	-
ADF-t value	-4.154**	-	-3.898**	-4.261**	-
c.v. 5%	-2.94	-	-2.94	-2.94	-
c.v. 1%	-3.61	-	-3.61	-3.61	-

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série/de présence de racine unitaire.

Tableau 2b : Tests de racine unitaire Période de crise

Variable	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
Spécification	Constante	Constante	Constante	Constante	Constante
Lag	5	5	5	5	5
ADF-t value	-0.7864	-1.127	-0.8936	-1.485	-1.768
c.v. 5%	-2.87	-2.87	-2.87	-2.87	-2.87
c.v. 1%	-3.46	-3.46	-3.46	-3.46	-3.46
Variable	DSPIND	DSPKOR	DSPMLS	DSPPHIL	DSPTHAI
Spécification	Constante	Constante	Constante	Constante	Constante
Lag	5	5	5	5	5
ADF-t value	-6.787**	-6.517**	-5.756**	-7.186**	-6.113**
c.v. 5%	-2.87	-2.87	-2.87	-2.87	-2.87
c.v. 1%	-3.46	-3.46	-3.46	-3.46	-3.46

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de la série/de présence de racine unitaire.

Tableau 2c : Degré d'intégration des variables.

Variables	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
Période tranquille	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)
Période de crise	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Tableau 3a : Tests de cointégration Période tranquille

Pays	Valeurs propres	Trace	Tprob	Cointégration
Corée-Indonésie	-	-	-	-
Corée-Malaisie	-	-	-	-
Corée-Philippines	-	-	-	-
Corée-Thaïlande	-	-	-	-
Indonésie-Malaisie (VAR(2))	0.13710 0.08901	r=0 10.391 r=1 4.0507	[0.2556] [0.044]	NON
Indonésie-Philippines (VAR(2))	0.29959 0.11535	r=0 20.582 r=1 5.2702	[0.007]** [0.022]*	DOUTE
Indonésie-Thaïlande	-	-	-	-
Malaisie-Philippines (VAR(2))	0.97869 0.23786	r=0 177.18 r=1 11.680	[0.000]** [0.001]**	DOUTE
Malaisie-Thaïlande	-	-	-	-
Philippines-Thaïlande	-	-	-	-

Tableau 3b : Tests de stationnarité multivariée Période tranquille

Indonésie-Philippines	Indonésie	$X_i^2(1) = 8.8966[0.0029] **$	SPIND=I(1)
	Philippines	$X_i^2(1) = 1.4034[0.2361]$	SPPHIL=I(0)
Malaisie-Philippines	Malaisie	$X_i^2(1) = 9.5519[0.0020] **$	SPMLS=I(1)
	Philippines	$X_i^2(1) = 6.1095[0.0134]*$	SPPHIL=I(1)

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité multivariée de la série.

Tableau 3c : Tests de cointégration Période de crise

Pays	Valeur propre	Trace	Tprob	Cointégration
Corée-Indonésie VAR(5)	0.042168 0.0098477	r=0 12.185 r=1 2.2762	[0.150] [0.131]	NON
Corée-Malaisie VAR(4)	0.053471 0.014837	r=0 16.077 r=1 3.4382	[0.039]* [0.064]	OUI
Corée-Philippines VAR(2)	0.054206 0.011356	r=0 15.445 r=1 2.6268	[0.049]* [0.105]	OUI
Corée-Thaïlande VAR(5)	0.046442 0.0064475	r=0 12.425 r=1 1.4877	[0.139] [0.223]	NON
Indonésie-Malaisie VAR(2)	0.080518 0.0021112	r=0 19.793 r=1 0.48608	[0.009]** [0.486]	OUI
Indonésie-Philippines VAR(5)	0.020934 0.0069168	r=0 6.4624 r=1 1.5964	[0.646] [0.206]	NON
Indonésie-Thaïlande VAR(2)	0.015627 0.012485	r=0 6.5120 r=1 2.8895	[0.640] [0.089]	NON
Malaisie-Philippines VAR(2)	0.028020 0.0052739	r=0 7.7528 r=1 1.2161	[0.499] [0.270]	NON
Malaisie-Thaïlande VAR(2)	0.020868 0.010649	r=0 7.3128 r=1 2.4624	[0.548] [0.117]	NON
Philippines-Thaïlande VAR(3)	0.054301 0.012801	r=0 15.805 r=1 2.9633	[0.043]* [0.085]	OUI

Tableau 4a : Tests de causalité à court terme Période tranquille²⁷

Pays	Spécification	$\varphi_i = 0$	Tprob	Causalité CT
Corée cause Indonésie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 2.0699$	[0.3552]	NON
Indonésie cause Corée	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.45567$	[0.7963]	NON
Philippines cause Corée	VAR(2)	$X_i^2(2) = 4.0095$	[0.1347]	NON
Corée cause Philippines	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.5781$	[0.7488]	NON
Malaisie cause Corée	VAR(2)	$X_i^2(2) = 1.1860$	[0.5527]	NON
Corée cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 1.4214$	[0.4913]	NON
Thaïlande cause Corée	VAR(2)	$X_i^2(2) = 4.5667$	[0.1019]	NON
Corée cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.95838$	[0.6193]	NON
Indonésie cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 1.4313$	[0.4889]	NON
Thaïlande cause Indonésie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 1.3038$	[0.5211]	NON
Malaisie cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.29742$	[0.8618]	NON
Thaïlande cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 6.3105$	[0.0426]*	OUI
Philippines cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 3.2986$	[0.1922]	NON
Thaïlande cause Philippines	VAR(2)	$X_i^2(2) = 3.7567$	[0.1528]	NON
Indonésie cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 1.9372$	[0.3796]	NON
Malaisie cause Indonésie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 5.3775$	[0.0680]	NON
Indonésie cause Philippines	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.09299$	[0.9546]	NON
Philippines cause Indonésie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 2.1000$	[0.3499]	NON
Philippines cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.71096$	[0.7008]	NON
Malaisie cause Philippines	VAR(2)	$X_i^2(2) = 5.8835$	[0.0528]	NON

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de nullité des coefficients/de non causalité à court terme.

²⁷On ne teste que la causalité à court terme puisqu'on a rejeté l'hypothèse de cointégration lors de la période tranquille.

Tableau 4b : Tests de causalité à court terme Période de crise

Pays	Spécification	$\varphi_i = 0$	Tprob	Causalité CT
Corée cause Indonésie	VAR(5)	$X_i^2(5) = 18.605$	[0.0023]**	OUI
Indonésie cause Corée	VAR(5)	$X_i^2(5) = 11.715$	[0.0389]*	OUI
Philippines cause Corée	VECM(1)	$X_i^2(1) = 0.79319$	[0.3731]	NON
Corée cause Philippines	VECM(1)	$X_i^2(1) = 2.6397$	[0.1042]	NON
Malaisie cause Corée	VECM(3)	$X_i^2(3) = 3.0766$	[0.3800]	NON
Corée cause Malaisie	VECM(3)	$X_i^2(3) = 57.726$	[0.000]**	OUI
Thaïlande cause Corée	VAR(5)	$X_i^2(5) = 8.5909$	[0.1265]	NON
Corée cause Thaïlande	VAR(5)	$X_i^2(5) = 13.955$	[0.0159]*	OUI
Indonésie cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 11.110$	[0.0039]**	OUI
Thaïlande cause Indonésie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.14897$	[0.9282]	NON
Malaisie cause Thaïlande	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.26525$	[0.8758]	NON
Thaïlande cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 15.146$	[0.0005]**	OUI
Philippines cause Thaïlande	VECM(2)	$X_i^2(2) = 6.2225$	[0.0445]*	OUI
Thaïlande cause Philippines	VECM(2)	$X_i^2(2) = 13.685$	[0.0011]**	OUI
Indonésie cause Malaisie	VECM(1)	$X_i^2(1) = 1.2128$	[0.2708]	NON
Malaisie cause Indonésie	VECM(1)	$X_i^2(1) = 0.46524$	[0.4952]	NON
Indonésie cause Philippines	VAR(5)	$X_i^2(5) = 7.0082$	[0.2200]	NON
Philippines cause Indonésie	VAR(5)	$X_i^2(5) = 7.6131$	[0.1789]	NON
Philippines cause Malaisie	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.96717$	[0.6166]	NON
Malaisie cause Philippines	VAR(2)	$X_i^2(2) = 0.10956$	[0.9467]	NON

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de nullité des coefficients/de non causalité à court terme.

Tableau 4c : Tests de causalité à long terme Période de crise

Pays	Spécification	$\gamma_i = 0$	Tprob	Causalité de LT
Philippines cause Corée	VECM(1)	$X_i^2(1) = 72.312$	[0.0000]**	OUI
Corée cause Philippines	VECM(1)	$X_i^2(1) = 8.6388$	[0.0033]**	OUI
Indonésie cause Malaisie	VECM(1)	$X_i^2(1) = 0.32187$	[0.5705]	NON
Malaisie cause Indonésie	VECM(1)	$X_i^2(1) = 28.261$	[0.0000]**	OUI
Malaisie cause Corée	VECM(3)	$X_i^2(1) = 19.440$	[0.000]**	OUI
Corée cause Malaisie	VECM(3)	$X_i^2(1) = 2.6242$	[0.1052]	NON
Thaïlande cause Philippines	VECM(2)	$X_i^2(1) = 39.378$	[0.000]**	OUI
Philippines cause Thaïlande	VECM(2)	$X_i^2(1) = 57.837$	[0.000]**	OUI

* et ** indiquent que l'on rejette l'hypothèse nulle de nullité des coefficients/de non causalité à long terme.

Tableau 5a : Spreads utilisés (Baig et Goldfajn [3]).

Pays	Nom	Coupon	Maturité
Indonésie	INDO	7.750	Août 2006
Corée	KDB	7.250	Mai 2006
Malaisie	MYS	9.875	Septembre 2000
Philippines	PHLB	6.000	Juin 2008
Thaïlande	THA	7.750	Avril 2007

Tableau 5b : Statistiques descriptives : moyenne et écart type.

Moyenne sur tout l'échantillon	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	336.01	236.87	107.13	295.49	239.73
Moyenne sur période tranquille	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	113.42	82.178	32.267	200.09	89.689
Moyenne sur période de crise	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	379.75	267.27	121.84	314.24	269.21
Ecart type sur tout l'échantillon	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	234.85	152.68	90.291	77.512	128.67
Ecart type sur période tranquille	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	3.1586	2.5610	2.1149	9.4094	4.5518
Ecart type sur période de crise	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
	233.11	149.19	91.853	70.905	120.43

Tableau 5b : matrice des corrélations.

Corrélations tout l'échantillon	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
SPIND	1	0.78467	0.91908	0.77834	0.73570
SPKOR	0.78467	1	0.73126	0.86501	0.85688
SPMLS	0.91908	0.73126	1	0.65226	0.60665
SPPHIL	0.77834	0.86501	0.65226	1	0.92032
SPTHAI	0.73570	0.85688	0.60665	0.92032	1
Corrélations période tranquille	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
SPIND	1	0.24899	-0.013836	0.092766	0.23065
SPKOR	0.24899	1	-0.15582	0.30302	0.60729
SPMLS	-0.013836	-0.15582	1	-0.38382	-0.14937
SPPHIL	0.092766	0.30302	-0.38382	1	0.022947
SPTHAI	0.23065	0.60729	-0.14937	0.022947	1
Corrélations période de crise	SPIND	SPKOR	SPMLS	SPPHIL	SPTHAI
SPIND	1	0.73486	0.90607	0.72299	0.66726
SPKOR	0.73486	1	0.68123	0.82910	0.81667
SPMLS	0.90607	0.68123	1	0.58050	0.52311
SPPHIL	0.72299	0.82910	0.58050	1	0.89119
SPTHAI	0.66726	0.81667	0.52311	0.89119	1

Figure 4: Spreads Indésite, C  e du Sud et Malaisie

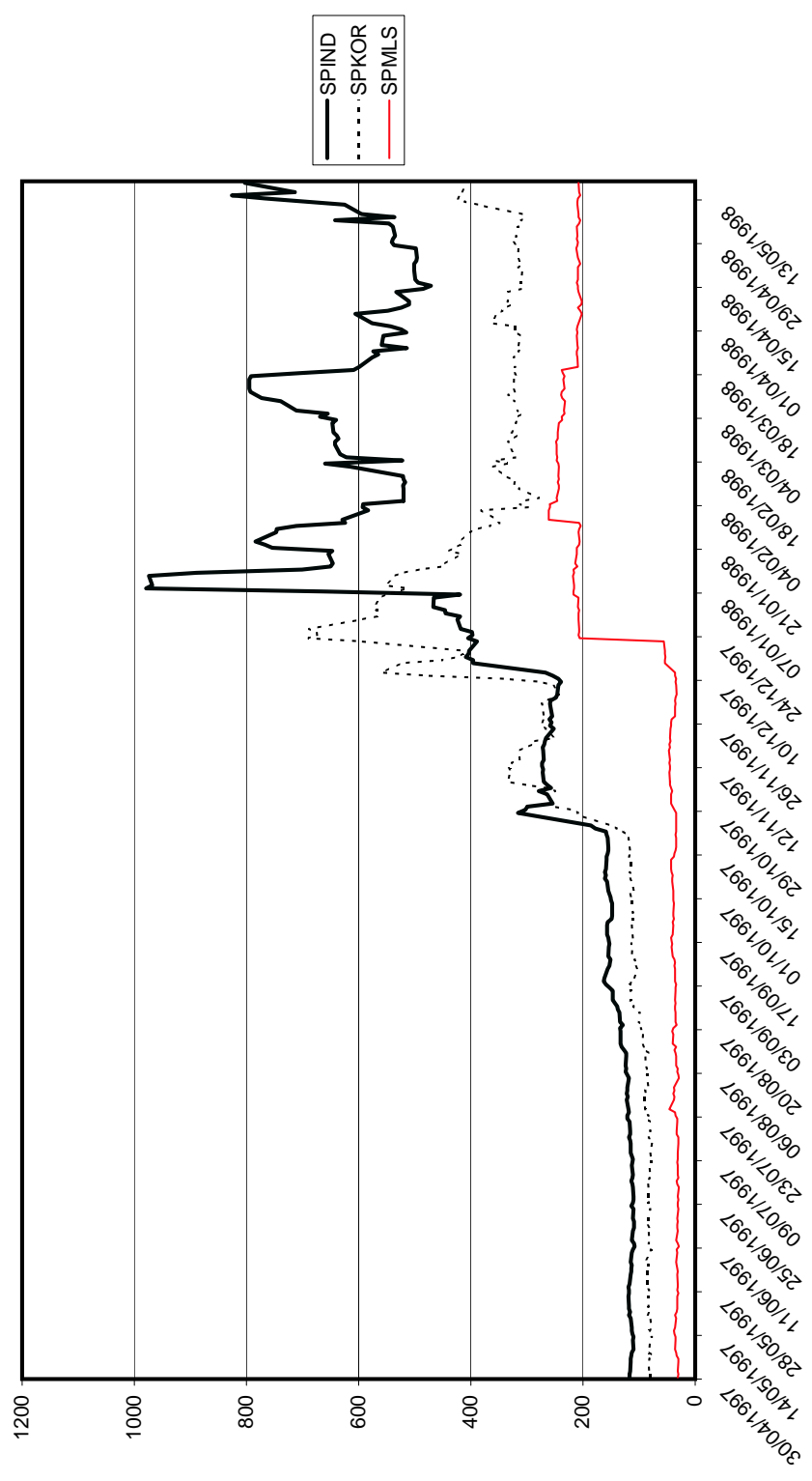
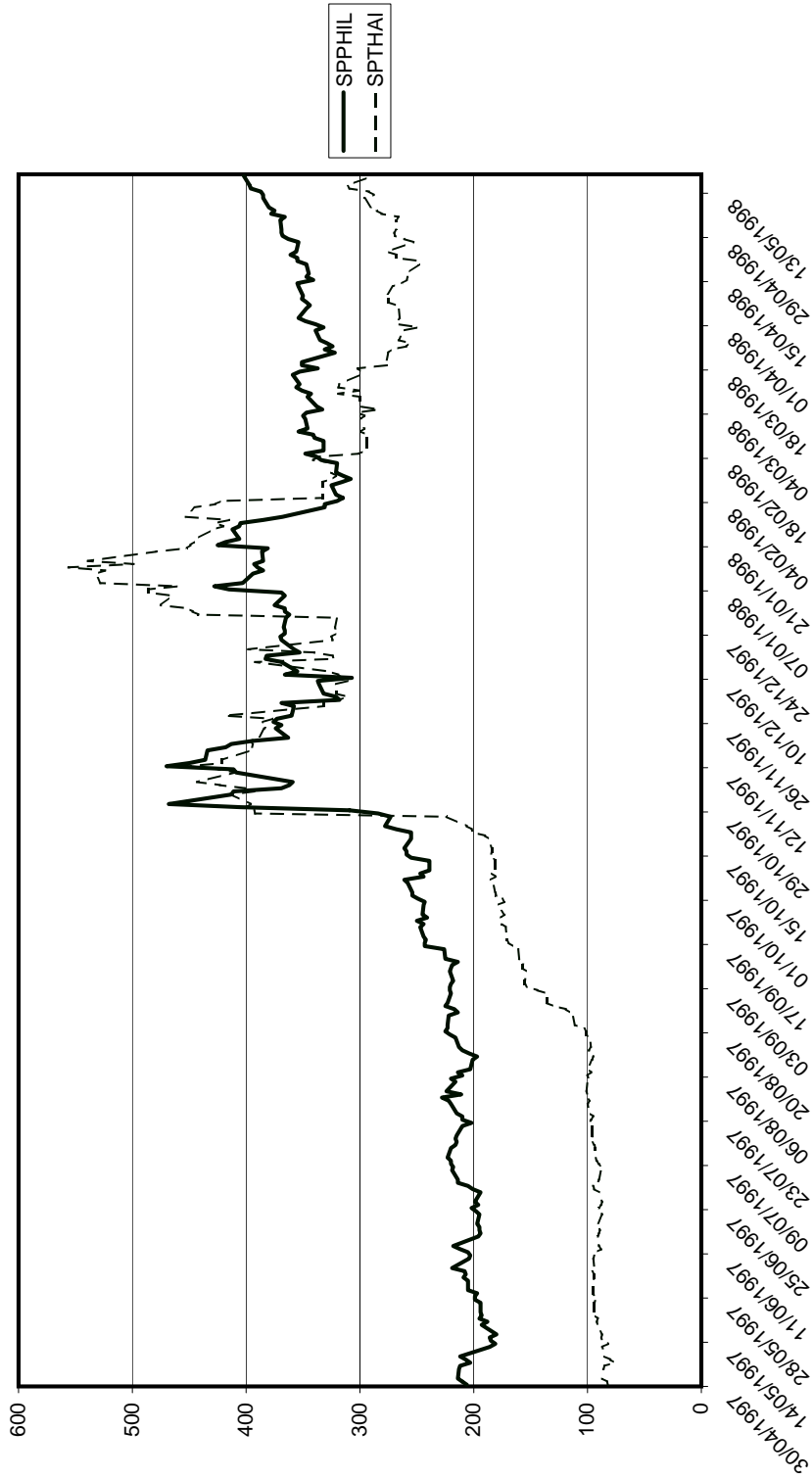


Figure 5: Spreads Philippines et al



Références

- [1] F. ALLEN and D. GALE. Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108, 2000.
- [2] B. ANDERSSON. On the causality between savings and growth : Long and short run dynamics and country heterogeneity.
- [3] T. BAIG and I. GOLDFAJN. Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF Staff Paper*, 46, June 1999.
- [4] T. BAIG and I. GOLDFAJN. The Russian default and the contagion to Brazil. In *Claessens J. et Forbes K. International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer academic publishers, 2000.
- [5] S. BAZDRESCH and A. WERNER. Contagion of international financial crisis : the case of Mexico. In *Claessens J. et K. Forbes International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [6] B. H. BOYER, M. S. GIBSON, and M. LORETAN. Pitfalls in test for changes in correlations. *International Finance Discussion Paper*, 597, March 1999.
- [7] G. A. CALVO. Contagion in emerging markets : When Wall Street is a carrier. 1999.
- [8] G. A. CALVO and E. MENDOZA. Rational contagion and the globalization of securities markets. *Journal of International Economics*, 51 :79–113, 2000.
- [9] S. CALVO and C. REINHART. Capital flows to emerging countries : Is there evidence of contagion effects? In *in Calvo G. and Goldstein M. Private capital flows to emerging markets*. Institute for International Economics, 1996.
- [10] F. CARAMAZZA, L. A. RICCI, and R. SALGADO. Trade and financial contagion in currency crises. *IMF Working Paper*, 55, March 2000.
- [11] F. CARAMAZZA, L. A. RICCI, and R. SALGADO. International contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*, 23 :51–70, 2004.
- [12] G. CORSETTI, M. PERICOLI, and M. SBRACIA. A perspective on empirical studies of contagion and interdependence. December 2000.
- [13] G. CORSETTI, P. PESENTI, N. ROUBINI, and C. TILLE. Competitive devaluations : a welfare-based approach. *NBER Working Paper*, 6889, January 1999.
- [14] R. DORNBUSCH, Y.C. PARK, and J. CLAESSENS. Contagion : How it spreads and how it can be stopped. In *Claessens J. et K. Forbes International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [15] M. DUNGEY and V. L. MARTIN. Measuring contagion in East Asian currency crisis. January 2002.

- [16] M. DUNGEY and D. ZHUMABEKOVA. Testing for contagion using correlations : Some words of caution. *Working Paper Pacific Basin Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies*, 01/09, September 2001.
- [17] S. EDWARDS. Interest rate volatility, capital controls and contagion. *NBER Working Paper*, 6756, 1998.
- [18] S. EDWARDS. Contagion. *forthcoming in the World Economy*, March 2000.
- [19] S. EDWARDS and R. SUSMEL. Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, 66 :505–532, 2001.
- [20] B. EICHENGREEN, A. ROSE, and C. WYPLOSZ. Contagious currency crises. *NBER Working Paper*, 5681, 1996.
- [21] C. FAVERO and F. GIAVAZZI. Is the international propagation of financial shocks non-linear : Evidence from the ERM. *Journal of International Economics*, 57 :231–246, 2002.
- [22] K. FORBES and R. RIGOBON. Measuring contagion : Conceptual and empirical issues. In *Claessens J. et K. Forbes International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [23] K. FORBES and R. RIGOBON. No contagion, only interdependence : Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, LVII(5), October 2002.
- [24] S. GERLACH and F. SMETS. Contagious speculative attacks. *European Journal of Political Economy*, 11, 1995.
- [25] R. GLICK and A. ROSE. Contagion and trade : Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18 :603–617, 1999.
- [26] M. GOLDSTEIN. The Asian financial crises : Causes, cures and systemic implications. *Policy Analysis in International Economics, Institute for International Economics*, 55, 1998.
- [27] Y. HAMAO and R. W. MASULIS. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3 :281–307, 1990.
- [28] S. JOHANSEN. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 1988.
- [29] G.L. KAMINSKY and C.M. REINHART. Bank lending and contagion : evidence from the Asian crisis. NBER 10th Annual East Asia Seminar on Economics, 10-12 June 1999.
- [30] M. A. KING and S. WADHWANI. Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(1), 1990.
- [31] L. KODRES and M. PRITSKER. A rational expectations model of financial contagion. *The Journal of Finance*, LVII(2), April 2002.
- [32] M. LORETAN and W.B. ENGLISH. Evaluating correlation breakdowns during periods of market volatility. *International financial*

markets and the implications for monetary and financial stability, BIS, 2000.

- [33] P. MASSON. Contagion : Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria. *IMF Working Papers*, 98-142, September 1998.
- [34] M. PERICOLI and M. SBRACIA. A primer on financial contagion. *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 2003.
- [35] M. PRITSKER. The channels for financial contagion. In *Claessens J. et K. Forbes International Financial Contagion*. Boston MA : Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [36] R. RIGOBON. On the measurement of the international propagation of shocks. *NBER Working Papers*, 7354, September 1999.
- [37] H. SANDER and S. KLEIMEIER. Contagion and causality : An empirical investigation of four Asian crisis episodes. *International Financial Markets, Institution and Money*, 13 :171–186, 2003.
- [38] M. SBRACIA and A. ZAGHINI. Expectations and information in second generation currency crises models. *Economic Modelling*, 18 :203–222, 2001.
- [39] G. J. SCHINASI and R. T. SMITH. Porfolio diversification, leverage, and financial contagion. *IMF Staff Paper*, 47(2), 2000.
- [40] L. H. SUMMERS. International financial crisis : causes, prevention and cures. *American Economic Review*, 90(2) :1–16, May 2000.
- [41] E. RONN. The impact of large changes in asset prices on intra market correlations in the stock and bond markets. 1998.
- [42] R. VALDES. Emerging market contagion : evidence and theory. 1998.
- [43] C. VANRIJCKEGHEM and B. WEDER. Financial contagion : Spillovers through banking centers. Joint WIDER and World Bank Conference, November 1999.
- [44] C. VANRIJCKEGHEM and B. WEDER. Spillovers through banking centers : A panel data analysis. *IMF Working Paper*, 88, 2000.
- [45] C. VANRIJCKEGHEM and B. WEDER. Sources of contagion : Is it finance or trade. *Journal of International Economics*, 54 :293–308, 2001.