



Groupe d'Analyse et de Théorie Economique - UMR 5824 du CNRS

Université Lumière Lyon 2 – CNRS – Ecole Normale Supérieure LSH

**Université Tunis El Manar
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis**

**LA CONTAGION DES CRISES FINANCIERES INTERNATIONALES :
ESSAIS EMPIRIQUES D'IDENTIFICATION DANS LE CAS DE LA CRISE ASIATIQUE**

THESE DE DOCTORAT (NR) EN SCIENCES ECONOMIQUES

SPECIALITE : MONNAIE, FINANCE ET ECONOMIE INTERNATIONALE

PRESENTEE ET SOUTENUE PUBLIQUEMENT LE 2 MAI 2007

PAR

WAJIH KHALLOULI

MEMBRES DU JURY

Jean-Pierre ALLEGRET, Professeur à l'Université Lumière Lyon 2

Mohamed AYADI, Professeur à l'Université de Tunis, Directeur de thèse

Messaoud BOUDHIAF, Professeur à l'Université de Tunis El Manar

André CARTAPANIS, Professeur à l'Université d'Aix-Marseille, Rapporteur

Chokri MAMOGHLI, Professeur à l'Université de Tunis, Rapporteur

René SANDRETTO, Professeur à l'Université Lumière Lyon 2, Directeur de thèse



93, chemin des Mouilles - BP 167 - 69131 Ecully Cedex
Tél : +33 (0)4 72 86 60 60 - Fax : +33 (0)4 72 86 60 90
e-mail : gate@gate.cnrs.fr - Internet : <http://www.gate.cnrs.fr>



L'Université Lumière Lyon 2 n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

A ma famille

A la mémoire de mon père

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier vivement mes deux directeurs de thèse, *Mohamed Ayadi* et *René Sandretto*, pour avoir accepté de diriger cette recherche, pour le temps qu'ils m'ont consacré, pour leur aide infiniment précieuse et pour leurs conseils enrichissants tout au long de ces années. Qu'ils trouvent ici l'expression de ma profonde gratitude.

Mes remerciements sont exprimés aux Professeurs *André Cartapanis* et *Chokri Mamoghli* pour avoir accepté de rapporter sur ce travail. Je remercie aussi les Professeurs *Jean-Pierre Allegret* et *Messaoud Boudhiaf* qui m'ont fait l'honneur prendre le temps d'évaluer cette thèse et de participer à sa soutenance.

Je tiens aussi à adresser mes remerciements à l'équipe GATE et son directeur *Jean-Louis Rullière*, pour m'avoir accueilli et m'avoir donné les moyens de mener à bout mes travaux de thèse. Je remercie particulièrement *Jean-Pierr Allegret* pour le temps qu'il a pu me consacrer et ses conseils avisés qui m'ont été d'une aide infiniment précieuse. Je tiens à remercier également *Camille Cornand* qui m'a aidé à comprendre beaucoup d'aspects économiques. Je remercie aussi le personnel administratif de l'Université Lumière Lyon 2 et du GATE et en particulier *Brigitte Barchasz*, *Sylvain Boschetto*, *Marie-Danielle Ray* et *Dominique Nave*.

Cette thèse doit beaucoup à *Riadh Boudhina*. Le chapitre 3 de cette thèse provient d'un travail en collaboration. Travailler avec lui a été très enrichissant et je lui en remercie. Ce travail doit aussi à *Adnen Ben Nasr* et *Maha Achour*, qui m'ont beaucoup aidé dans la programmation sur GAUSS. Je remercie également *Mohamed Habib Zitouna* et *Abderrazak Ben Amor*, *Haykel Demnati*, qui ont contribué à l'amélioration de ce travail en relisant et en y apportant des remarques toujours pertinentes. Qu'ils en soient tous remerciés.

J'exprime ma gratitude à tous ceux et toutes celle qui m'ont contribué de loin à la concrétisation de ce travail. Je cite les membres de l'unité UAQUAP : *Abderrahman Lagha*, *Leila Houaoui*, *Ridha chkoundali*, *Mohamed Karaa*, *Nejib Mehri*, *Mongi Smaali*. Je suis aussi très reconnaissant envers mes connaissances et amis pour leur encouragement et leur enthousiasme. Je pense particulièrement à *Mehrez*, *Nacer*, *Med Ali*, *Nizar Jouini*, *Azzouz*, *Haboub*, *Faycel*, *Chokri*,

Khaled, Nagi, Riadh, Imed, Sahbi, Moheddin, Mohamed Amara, Walid, Sami, Olfa, Saoussen, Khomsi, Nizar, Jamel Jouini, Tarek, Slim, Talel, Med Ali Ben Hlima, Bassem, Oula, Abd Raouf. Je n'oublie pas également tous mes collègues de l'*ESSEC*.

Je terminerais mes remerciements par des personnes qui me sont chères : ma mère *Leila*, ma grand-mère *Nafissa*, mes parents *Abderrazak* et *Rabiaa*, mon frère *Wael*, ma sœur *Wafa* ainsi que son mari *Imed*, mon neveu *Yessin*, et ma fiancée *Khaoula*, dont le soutien inconditionnel m'a aidé à surmonter les difficultés et les moments de doute inhérents à cette aventure. Qu'ils trouvent, dans la réalisation de ce travail, l'aboutissement de leurs efforts et l'expression de ma plus affectueuse gratitude.

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE.....	7
CHAPITRE 1 : ATTAQUES SPECULATIVES ET CONTAGION.....	19
Annexes au chapitre 1	62
CHAPITRE 2 : LES DETEMINANTS DES CRISES FINANCIERES RECENTES DES PAYS EMERGENTS	64
Annexes au chapitre 2	96
CHAPITRE 3 : IDENTIFICATION DE LA CONTAGION: DYNAMIQUES DE COURT TERME ET DE LONG TERME.....	100
Annexes au chapitre 3	150
CHAPITRE 4 : LA CONTAGION A TRAVERS LE CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS: APPLICATION DU MODELE A CHANGEMENT DE REGIME DE MARKOV.....	158
Annexes au chapitre 4	195
CONCLUSION GENERALE.....	198
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	204
TABLE DES MATIERES.....	215

INTRODUCTION GENERALE

Depuis l'effondrement du système de Bretton Woods, la fréquence des crises financières s'est notablement accrue. Au cours de la dernière décennie, ces turbulences financières ont affecté avec une brutalité particulière, les pays d'Asie du Sud-Est et d'Amérique latine. En outre, les crises financières des années quatre vingt-dix semblent différer de celles qui les ont précédées en ce que la fragilité du secteur bancaire apparaît comme l'un des premiers symptômes et non plus – comme c'était le cas précédemment – comme le résultat ultime d'autres désordres (Kaminsky et Reinhart 1996). Outre ces deux faits stylisés, la rapidité de la propagation de ces turbulences financières d'un pays à l'autre, a fait renaître le débat sur la nature des crises financières des années quatre-vingt-dix par rapport aux crises antérieures. Le résultat a été en fait, un profond travail de réflexion sur la question aussi bien par les autorités et institutions financières nationales et internationales que par les milieux académiques.

Les crises financières sont très protéiformes. Elles frappent différents marchés et institutions. Elles se manifestent comme une crise de change¹, une crise bancaire, une crise boursière ou une crise de la dette souveraine. Ces différentes crises et en particulier la crise de change, provoquent généralement une fuite des capitaux (Jeanne, 2003)². Cet auteur trouve que la concomitance d'une crise de change et d'une fuite des capitaux, est le seul dénominateur commun des crises financières de la dernière décennie. Un trait commun aux crises financières des pays émergents dans les années 90 est en effet une augmentation importante des entrées de capitaux à court terme pendant la période qui précède la crise, suivie par une inversion brutale de ces flux qui a quasiment toujours été l'élément déclencheur de la crise. Ainsi, les apports de capitaux privés aux pays émergents qui avaient atteint 140 milliards de dollars en 1996 par exemple, sont tombés à 40 milliards de dollars en 1997 et se sont totalement taris l'année suivante³. Les prêts bancaires consentis aux pays d'Asie, les plus durement touchés par la crise (le Corée, l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines et la Thaïlande), se sont contractés violemment, passant de 49 milliards de dollars au

¹ 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. Cf. Jeanne (2003) pour une discussion des définitions des autres crises bancaire et de la dette souveraine et cf. Boucher (2004) pour une définition de la crise boursière.

² Jeanne (2003) considère également que la fuite des capitaux pourrait être en soi une crise de la balance des paiements.

³ BRI (1999).

cours du premier semestre de 1997 à -39 milliards pendant le 3^e trimestre 1997 et -96 milliards pendant le 4^e trimestre. Les prêts bancaires à ces pays qui avaient augmenté en 1996 de l'équivalent de 5,5 % de leur PIB ont diminué en 1997 aux environs de 10 % du PIB. La responsabilité principale des désordres financiers récents est ainsi attribuée à l'extrême volatilité des mouvements internationaux de capitaux et, au-delà, au comportement des investisseurs internationaux (Obstfeld, 1994 ; Jeanne, 1997 ; Masson, 1999a). Dès lors se pose la question des facteurs qui influencent le comportement des investisseurs internationaux et en particulier les problèmes de coordination des agents sur les marchés financiers et notamment sur les marchés des changes.

Au cœur des crises financières de la dernière décennie, la crise asiatique a été marquée par une grande agitation ayant affecté le comportement des investisseurs internationaux, ainsi que par un brusque revirement de leurs anticipations et attitudes. Il en a résulté un enchaînement assez spectaculaire de crashes qui a commencé par l'effondrement du baht thaïlandais le 2 juillet 1997. L'Indonésie (août 1997), les Philippines (août 1997), la Malaisie (août 1997) et Singapour (septembre 1997) ont ensuite été affectés successivement par la crise. Au début du mois d'octobre de la même année, des pressions spéculatives ont ébranlé Taiwan, menaçant alors de se propager vers Hong-Kong et la Corée du sud. Effectivement, Hong-Kong était en crise à la fin du mois d'octobre 1997 et le won coréen se dépréciait de plus de 25 % en novembre 1997. Cette propagation semble être dûe principalement au comportement des investisseurs qui, suite à la dévaluation du baht, prennent brusquement conscience des risques auxquels ils sont exposés et retirent indistinctement les capitaux qu'ils ont placés dans les pays émergents. La crise thaïlandaise a exercé ainsi un effet de dominos sur les pays de la région (Le Page, 2003). Dans la littérature, ce phénomène est assimilé à un processus qualifié de contagion. Suite aux travaux de Paul Masson (1999a), la contagion 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. Elle s'opère à travers la perte de confiance des investisseurs internationaux et non pas à travers des liens réels et financiers entre les pays (Rigobon, 2003).

Le champ de recherche sur la question de la contagion des crises financières internationales peut être qualifié d'embryonnaire puisque cela concerne un phénomène récent qui ne s'est présenté qu'avec les crises des années quatre-vingt-dix. C'est dans ce cadre que s'inscrit cette thèse. Son objet est l'étude du phénomène de contagion des crises financières internationales contemporaines. A l'instar des travaux récents sur la question, nous essayons d'identifier empiriquement la contagion. Nous désignons par la contagion seulement celle qui est définie ci-dessus par Paul

Masson⁴. Cependant, les faits stylisés des crises financières des années quatre-vingt-dix et plus particulièrement la crise asiatique, montrent la diversité des facteurs déclencheurs des crises financières dans les pays émergents : d'un côté, il y a des facteurs exogènes qui mettent l'accent sur le rôle joué par des mécanismes de contagion ou de transmission complexes et variés. D'un autre côté, il y a des facteurs endogènes qui privilégient la fragilité préexistante des économies affectées (les fondamentaux)⁵. En effet, au-delà des faits stylisés, le développement théorique récent de la modélisation des crises financières, montre également le rôle des fondamentaux même lorsqu'ils ne font pas de la crise l'issue unique et inévitable (Cartapanis, 2004). Dès lors, nous n'allons pas opposer l'explication par la contagion aux autres explications possibles comme les fondamentaux et la transmission *via* les liens commerciaux et financiers. Les travaux de cette thèse traitent de la contagion dans un cadre plus complet qui tient compte de tous les facteurs déclencheurs d'une crise financière. En effet, l'identification de la contagion, tout en tenant compte de la forte interconnexion des économies étudiées ou de l'effet des fondamentaux, est indispensable pour la fiabilité des résultats empiriques. Elle est également un préalable indispensable qui aide à mettre en place les thérapeutiques adéquates pour prévenir ou contenir les crises.

Notre thèse s'articule par conséquent autour d'un ensemble de questions directrices : Comment pouvons-nous identifier la contagion des crises financières internationales ? Quels en sont les mécanismes ? Quels déterminants des crises financières faut-il prendre en compte afin d'en mieux comprendre la logique ?

Ces questions seront étudiées à travers deux axes. Nous intégrons, en fait, à l'analyse de la contagion deux facteurs : l'interdépendance et les fondamentaux. Nous traitons dans un premier temps, de débat interdépendance/contagion. Nous étudions dans un second temps, la question de l'imbrication entre la contagion et les fondamentaux. Ces deux axes sont en effet dictés par le développement théorique des modèles de contagion. Cette dernière est souvent modélisée théoriquement à partir des modèles macroéconomiques avec équilibres multiples qui traitent les problèmes de coordination⁶ des investisseurs internationaux sur les marchés financiers et plus

⁴Par souci de clarté, nous réserverons les expressions « contagion » et « contamination » à la seule contagion pure (au sens de P. Masson) et le mot « transmission » pour désigner une contagion clairement liée aux mécanismes d'interdépendances *via* les liens commerciaux et financiers. Le terme « propagation » sera employé de manière générique couvrant l'une ou l'autre de ces deux logiques.

⁵ Une analyse critique des approches basées exclusivement sur les causes endogènes ou exogènes est donnée par Sandretto (2000) et Allegret et Sandretto (2000).

⁶ Pour une revue exhaustive des travaux théorique qui étudient la crise de coordination, voir Cornand (2005).

particulièrement les marchés des changes (Masson, 1999a). Ces modèles étudient les causes derrière le défaut de coordination provenant de croyances auto-réalisatrices⁷ pessimistes (selon l'expression de Cornand, 2005) qui engendrent le passage de l'économie du bon équilibre (sans attaques spéculatives⁸) vers le mauvais équilibre (avec attaques spéculatives)⁹. Malgré les progrès accomplis dans ce domaine par le développement des modèles avec clause de sortie (Jeanne, 1997), ces modèles d'équilibres multiples n'arrivent pas jusqu'à nos jours à combler un vide de la théorie lié à l'indétermination de la variable « tache solaire » (*sunspot*). Cette dernière est un phénomène aléatoire purement exogène par définition, qui explique, même partiellement, la coordination¹⁰ des anticipations des investisseurs vers le mauvais équilibre. Dès lors, l'approche en terme de tache solaire s'apparente à un « cache misère ». Ce type d'explication est en fait un aveu camouflé d'ignorance. Afin d'expliquer le changement des croyances des investisseurs, Masson (1999a) introduit dans un modèle avec clause de sortie un événement publiquement observable à savoir la réalisation d'une crise dans un autre pays. Il montre ainsi qu'une crise dans un pays peut coordonner et polariser les anticipations des investisseurs vers le mauvais équilibre dans une autre économie. Par ailleurs, il inclut également dans son modèle des causes liées aux fondamentaux. D'une part, la coordination des investisseurs ne peut se réaliser sans que le pays présente une certaine vulnérabilité sous-jacente caractérisant une zone intermédiaire des fondamentaux conformément à l'idée de Jeanne. D'autre part, la crise peut être transmise *via* des liens commerciaux ou des chocs communs (par exemple un changement dans la politique monétaire des Etats-Unis) qui sont des vecteurs d'interdépendance entre les économies. L'objet de notre premier chapitre sera alors de caractériser théoriquement la contagion et de souligner également l'importance des facteurs « interdépendance » et « fondamentaux » dans la modélisation des crises. La vérification empirique de la pertinence de ces deux facteurs dans les crises financières internationales des années quatre-vingt-dix, sera l'objet de notre deuxième chapitre.

⁷ Azariadis et Guesnerie (1982) définissent une prophétie auto-réalisatrice dans un contexte temporel tel qu'une prévision influence les faits d'aujourd'hui et détermine les conditions de sa propre réalisation.

⁸ « Une attaque spéculative est une vente massive de monnaie domestique sur le marché des changes, qui traduit une perte de confiance dans la capacité de la banque centrale domestique à échanger chaque unité de monnaie nationale contre son équivalent en monnaie étrangère au taux de change fixe prévalant grâce à son montant de réserves » selon la définition de Cornand (2005).

⁹ Ces modèles dits de deuxième génération dans la littérature des crises de change.

¹⁰ Nous utilisons dans ce contexte le terme « coordination » afin de désigner seulement un phénomène de polarisation des croyances du marché vers un seul équilibre.

Le premier axe de notre recherche est ainsi l'identification de la contagion dans un système interdépendant. Dans le cas de la crise asiatique, il n'était pas surprenant que la crise thaïlandaise se soit propagée vers d'autres pays. Situés géographiquement dans la même région, les pays affectés partageaient de nombreuses similarités structurelles et entretiennent d'importants liens commerciaux et financiers. Ces économies étaient 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. Le plus souvent, cette propagation est plutôt considérée comme le résultat d'interdépendances (Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Forbes et Rigobon, 2002). Ce concept d'interdépendance¹¹ a été développé par Forbes et Rigobon (2001) dans les théories dites 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 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)¹² 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, dit chocs communs (Masson, 1999a). 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, l'aspect le plus surprenant dans le cas de la crise asiatique est la rapidité de la contamination. L'effondrement paroxystique des pays de l'Asie de l'Est 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 crise dans un autre pays, a pris chez les spécialistes en la matière, plus de relief que la thèse d'une transmission *via* des liens réels, 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. Il convient dès lors de

¹¹ Le concept d'interdépendance est qualifié aussi dans certains travaux par la contagion fondamentale (Kaminsky et Reinhart, 2000).

¹² Cf. Glick et Rose (1999) et Van Rijckeghem et Weder (2001) pour une étude empirique du rôle des liens commerciaux.

s'interroger sur la possibilité d'identifier empiriquement ce phénomène de contagion dans un contexte régional où les économies sont caractérisées par un fort degré d'interdépendance.

Forbes et Rigobon (2001) soulignent l'influence du mécanisme des équilibres multiples de Masson afin d'expliquer comment les chocs peuvent être transmis entre les marchés internationaux. Ce type de mécanisme est au cœur des théories contingentes aux crises¹³. Les auteurs supposent alors, que ce comportement des investisseurs induit un changement dans les canaux de transmission durant la période de crise et donc une accentuation des liens entre les marchés financiers. Cette hypothèse est fondamentale pour les travaux empiriques afin d'identifier la contagion. En effet, le saut de l'économie entre les équilibres 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 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). Cependant, ces travaux présentent une limite très importante liée à la définition des périodes de crises. Une telle définition influence directement la fiabilité des résultats. Gravello et alii (2005) reproche la subjectivité du choix des points de changement structurels qui définissent le début et la fin de la période de crise dans ces travaux. Billio et Pelizzon (2003) discutent le biais engendré par la taille de la période de crise. En effet, Dungey et Zhuravskaya (2001) montrent que la puissance du test est amenuisée par la faiblesse de la taille de la période de crise. Favero et Giavazzi (2000, 2002) et Caporale et alii (2005) proposent dès lors des méthodologies fondées sur une estimation comprenant la totalité de l'échantillon, en testant la non-linéarité des chocs structurels. Bonfiglioli et Favero (2005) soulignent par ailleurs la nécessité de distinguer entre la dynamique de long terme et celle de court terme dans ce cas. L'objectif de cette thèse est ainsi d'étendre la littérature relative à la contagion en présentant une

¹³ 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.

nouvelle procédure pour tester la stabilité des mécanismes de propagation internationale des chocs afin d'identifier la contagion dans un contexte régional tout en discriminant entre la dynamique d'interdépendance de long terme et de court terme.

Le deuxième axe de notre recherche est l'identification de la contagion tout en intégrant le rôle des fondamentaux. En effet, Allegret et Sandretto (2000) soulignent une des principales leçons tirée de l'expérience des crises des années 1994-98 : la tourmente financière s'explique par une imbrication entre des facteurs exogènes (la contagion) et des facteurs endogènes (les fondamentaux). Cette leçon a fait renaître un débat ancien¹⁴ : les crises des années quatre-vingt-dix sont-elles principalement déterminées par des causes endogènes ou exogènes aux économies affectées? Afin de répondre à cette question, nous n'allons pas opposer ces deux catégories de facteurs, mais nous allons les considérer plutôt comme étant complémentaires et non alternatives. Cette idée n'est pas nouvelle. Dès 1996, Sachs, Tornell et Velasco l'avaient déjà défendue à propos de la crise mexicaine de 1994 en montrant empiriquement qu'un certain degré de vulnérabilité était une condition indispensable pour comprendre l'effet Tequila, notamment une surévaluation du taux de change réel et une croissance excessive des crédits bancaires (*lending boom*), l'un et l'autre associés à un bas niveau de réserves. Tornell (1999) généralise ces résultats pour les deux crises mexicaine et asiatique. Il en résulte que l'éruption ou la propagation des crises financières prend toujours appui sur certaines faiblesses intrinsèques des économies affectées. Toute économie quelle qu'elle soit, fût-elle la plus puissante du monde, présente toujours quelques faiblesses pour peu qu'on l'étudie attentivement (Allegret et Sandretto, 2000).

Dès lors, les développements théoriques récents notamment les modèles avec clause de sortie, ont donné à cette intuition une certaine consistance. On doit à Olivier Jeanne¹⁵ la mise en forme théorique la plus accomplie de cette thèse. Hormis l'éventualité de fondamentaux soit très favorables, soit franchement défavorables, il existerait une zone intermédiaire critique caractérisée par des équilibres multiples au sein de laquelle une attaque spéculative peut intervenir, que l'on peut qualifier d'auto-réalisatrice dans la mesure où elle résulte non pas d'une modification des fondamentaux, mais d'un changement de comportement des opérateurs. L'attaque spéculative, même si elle est difficilement prévisible, n'est pourtant pas totalement aléatoire puisqu'elle résulte d'une fragilité antérieure de l'économie, c'est-à-dire de son entrée dans la zone à risque, induite par une dégradation antérieure de ses fondamentaux. En se basant sur ce raisonnement, une crise est

¹⁴ Cf. notamment T. Veblen (1904).

¹⁵ Jeanne (1997).

réputée être contagieuse non pas parce qu'elle serait indépendante des fondamentaux du pays, mais parce que les vulnérabilités sous-jacentes de celui-ci n'ont pas été perçues (ou perçues comme telles) par les agents. La crise joue alors le rôle de *'wake-up call'* et de processeur d'information en conduisant les opérateurs à réinterpréter différemment l'information dont ils disposaient antérieurement (Goldestein, 1998)¹⁶. L'imbrication entre la contagion et les fondamentaux s'opère donc à travers les croyances des investisseurs. Les modèles avec clause de sortie fournissent dès lors un cadre théorique consistant pour étudier la question de cette imbrication dans les crises financières internationales et plus particulièrement dans les crises de change. Cette thèse tente alors de répondre au questionnement suivant :

- Le changement des anticipations des investisseurs, véhiculé par la bifurcation des fondamentaux, est-il relié à un événement publiquement observable comme la réalisation d'une crise dans un autre pays?
- Dès lors, pouvons-nous vérifier empiriquement une contagion imbriquée avec l'effet des fondamentaux dans le changement des croyances des investisseurs internationaux?

Bien que la première question soit traitée par certains travaux théoriques, la deuxième question reste jusqu'à nos jours non débattue vu les difficultés empiriques qui en découlent. En effet, le pionnier dans ce domaine est Masson (1999a) qui montre, à partir d'un modèle avec clause de sortie, qu'une crise dans un pays peut coordonner et polariser les anticipations des investisseurs sous une condition nécessaire sur la fragilité antérieure de l'économie. Chang et Majnonie (2002) montrent qu'une crise dans un autre pays mène les investisseurs à mettre à jour rationnellement leurs croyances à propos des fondamentaux dans d'autres pays. Goldestein et Pauzner (2004) précisent cette idée en montrant comment l'état des fondamentaux peut constituer une connaissance commune (*common knowledge*) jouant un rôle catalyseur dans le comportement stratégique des investisseurs. C'est le cas notamment avec l'augmentation de la prime du risque engendrée par la réalisation d'une crise dans un autre pays. Ces travaux, bien qu'ils aboutissent à des résultats théoriques intéressants concernant l'imbrication entre la contagion et les fondamentaux, ne permettent cependant pas de vérifier empiriquement leurs modèles théoriques sur lesquels ils se fondent dans le cadre des récentes crises financières.

¹⁶ Nous reviendrons sur ce point avec plus de détails dans le chapitre 1.

Plus généralement, les travaux empiriques sur la contagion comportent encore aujourd'hui certaines limites. Ces travaux identifient en effet la contagion sans intégrer les fondamentaux (les travaux de notre premier axe), ou ils vérifient la complémentarité entre la contagion et les fondamentaux mais en se plaçant du point de vue du pays en crise en omettant les croyances des investisseurs sur le marché des changes (Eichengreen et alii, 1996 ; Sachs, Tornell et Velasco, 1996 ; Cerra et Saxena, 2002). Ces travaux testent la présence de la contagion d'une manière *ad hoc* sans un fondement basé sur un modèle théorique. C'est la raison pour laquelle, nous nous efforçons, dans cette thèse, d'identifier la contagion en estimant empiriquement un modèle avec clause de sortie qui permet d'expliquer le changement des anticipations des investisseurs par l'imbrication entre la contagion et les fondamentaux.

Enfin, les résultats de notre recherche ont des implications importantes en terme de politiques économiques. Ils revêtent un intérêt crucial dans les décisions des autorités monétaires. Ils conditionnent en effet la définition des mesures à mettre en place afin d'éviter la contagion et réduire la vulnérabilité aux chocs externes. 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'insularisation 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 qui existent aussi bien durant la période de tranquillité et durant la période de crises, ces stratégies de court terme risquent de ne pas suffire pour prévenir durablement les crises. Il convient dès lors, de privilégier des solutions globales ou, à tout le moins, s'appuyant sur le renforcement de la coordination internationale, notamment pour réduire les fluctuations excessives des taux de change et des taux d'intérêt. Par ailleurs, si les crises sont produites par des causes endogènes (fondamentaux), alors la charge de la prévention et de la résolution des crises incombe aux pays émergents eux-mêmes, auxquels échoit la tâche de conduire la nécessaire « remise en ordre », le « nettoyage intérieur », le "*Good Housekeeping*", de leur économie (renforcement du contrôle prudentiel, meilleure gestion macroéconomique, etc.), afin d'éliminer ces causes de vulnérabilité.

APPORT ET STRUCTURATION DE LA THESE

L'objectif de cette thèse, comme nous l'avons déjà signalé, est d'étudier la contagion des crises financières internationales au cours des années quatre-vingt-dix. Nous nous intéressons plus particulièrement à l'identification empirique de l'effet de la réalisation d'une crise dans un pays sur la réaction des investisseurs internationaux dans les marchés financiers des autres pays, en tenant compte des autres facteurs de déclenchement de la crise comme l'interdépendance des économies et les fondamentaux.

L'apport de notre recherche est triple.

1) Il est tout d'abord théorique. Dans cette thèse nous nous efforçons en effet de combler le déficit explicatif que constitue la notion de tache solaire dans les modèles d'attaques spéculatives, en nous affranchissant de cette notion. Simultanément notre thèse tend à montrer que la contagion n'exclut pas le rôle de l'interdépendance et des fondamentaux dans les crises financières internationales. Ces deux facteurs sont vérifiés empiriquement dans le cadre d'un ensemble de crises financières récentes.

2) Nous proposons dans cette thèse une nouvelle procédure qui consiste à identifier la contagion en testant la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs estimés à travers un modèle d'interdépendance de long terme. 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 des problèmes techniques liés à la définition des périodes de crise.

3) Nous identifions la contagion tout en vérifiant sa complémentarité avec les fondamentaux en estimant un modèle avec clause de sortie. Nous montrons qu'une crise réalisée ailleurs constitue une cause explicite du changement des anticipations des agents. Notre essai empirique montre aussi la réalisation d'une crise auto-réalisatrice en Corée. Nous confirmons dès lors le résultat de Ratti et Seo (2003), en utilisant une méthodologie différente de celle employée par ces auteurs. A notre connaissance, l'article de Ratti et Seo est la seule tentative de vérification empirique du caractère auto-réalisateur de la crise coréenne.

Dans un premier chapitre, nous retraçons l'évolution de la théorie des crises financières internationales et notamment des crises de change en présentant les différents mécanismes qui engendrent les attaques spéculatives. La contagion constitue l'un de ces mécanismes. Dans ce chapitre, nous présentons les modèles traditionnels de crises de change et financières et nous évoquons les problèmes qui en découlent en termes d'indétermination liée aux facteurs qui coordonnent les croyances des investisseurs internationaux vers le mauvais équilibre avec attaques spéculatives. Nous synthétisons ensuite les travaux théoriques qui ont tenté de pallier cette indétermination. Nous accordons une attention toute particulière au modèle de Jeanne (1997) qui a apporté, à l'aide d'une modélisation avec clause de sortie, des solutions par la bifurcation des fondamentaux sans pour autant pouvoir résoudre complètement le problème de l'exogénéité de la variable « tache solaire ». Cependant, ce modèle est le point de départ de nouvelles pistes de recherches que nous présenterons en passant en revue les travaux les plus récents. Cette présentation de la littérature nous conduit à nous interroger sur la concomitance entre la contagion et le phénomène d'interdépendance, conjointement au jeu des fondamentaux.

Le deuxième chapitre propose une vérification empirique préalable de la pertinence des facteurs d'interdépendance et des fondamentaux précédemment évoqués, avant de proposer deux essais empiriques pour l'identification de la contagion (chapitre 3 & 4). Dans ce chapitre, nous étudions les différents mécanismes possibles d'interdépendance. Nous distinguons trois canaux : (i) les chocs communs, (ii) les liens commerciaux et (iii) les liens financiers. La vérification empirique de ces différents canaux lors des crises financières récentes, a inspiré une littérature abondante. Il nous faut toutefois constater que ces travaux tendent à opposer les facteurs d'interdépendance aux fondamentaux dans l'explication des crises financières récentes. Par contre, nous considérons que ces deux catégories de facteurs sont complémentaires et non alternatives. Nous proposons ainsi une étude empirique qui vise d'une part à étayer cette intuition et d'autre part à montrer la significativité de l'interdépendance et des fondamentaux dans les crises financières des années quatre-vingt-dix. Ce résultat vient accréditer notre intuition de la nécessité d'intégrer les facteurs interdépendance et les fondamentaux dans l'étude de la contagion des crises financières récentes.

Le troisième chapitre propose une étude empirique sur l'identification de la contagion dans le contexte d'une crise financière dont la transmission se réalise entre des économies fortement interdépendantes comme ce fut le cas de la crise asiatique de 1997. Après avoir discuté les différentes définitions empiriques de la contagion, nous adoptons celle de Forbes et Rigobon (2002) qui caractérise la contagion par la non stabilité des canaux de transmission des chocs après la crise.

En effet, cette définition suppose *a priori* l'existence des canaux de transmission, même avant la crise, qui reflètent la forte interdépendance entre les économies étudiées. Nous testons la présence de contagion durant la crise financière asiatique en utilisant deux méthodologies. Nous utilisons dans un premiers temps le test de Rigobon (2003). Ce test est appliqué dans un cadre commun aux marchés boursiers et aux dettes souveraines (*spreads*) dont l'évolution permet de saisir la perception du risque par les investisseurs internationaux. Nous proposons dans un second temps 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 seulement, puisque les marchés boursiers ne vérifient pas une condition nécessaire de co-intégration. Nos résultats montrent la contamination de la Malaisie et des Philippines par le phénomène de contagion.

Enfin, le quatrième chapitre propose une méthodologie qui permet d'identifier la contagion en montrant son imbrication avec une certaine dégradation sous-jacente des fondamentaux. L'idée principale est de considérer que cette imbrication ne se réalise que dans le cadre d'une crise auto-réalisatrice. Nous nous inspirons du travail de Jeanne et Masson (2000) et nous proposons une vérification empirique d'un modèle avec clause de sortie à travers le modèle avec changement de régime de Markov (MSR). Nous étendons ce dernier en modélisant les probabilités de transition entre les états en fonction d'un indice de crise dans un autre pays ailleurs. La supériorité statistique de cette dernière spécification montre la présence d'une contagion imbriquée avec une certaine bifurcation des fondamentaux. L'application de cette méthodologie à la crise de change coréenne montre que celle-ci est une crise auto-réalisatrice. Les attaques spéculatives dans ce cas sont expliquées aussi bien par la bifurcation de fondamentaux que par la réalisation de la crise thaïlandaise.

CHAPITRE 1 : ATTAQUES SPECULATIVES ET CONTAGION

Introduction

L'objectif de ce premier chapitre n'est pas de présenter une revue de littérature exhaustive, mais plutôt de retracer, dans un premier temps, l'évolution de la théorie des crises de change et notamment la théorie des attaques spéculatives. Malgré le succès de ces théories dans l'explication de la plupart des crises antérieures et récentes, elles n'arrivent pas à soulever le problème de la variable tache solaire qui paraît une composante déterminante dans l'explication de la coordination des spéculateurs. Ce chapitre propose, dans un second temps, une explication des crises de change en se référant à la littérature de la contagion.

Dans la première section, nous essayons de décrire et comparer dans un cadre synthétique les mécanismes de crise de change expliqués dans la littérature. Nous discutons alors ces mécanismes dans le cadre des modèles de première génération à « la Krugman » (modèles de crise de balance des paiements). En effet, ces modèles attribuent l'occurrence de la crise seulement à la détérioration des fondamentaux notamment à cause des politiques monétaires et fiscales. Au contraire, les modèles des attaques spéculatives auto-réalisatrices notamment les modèles avec clause de sortie, discutés également dans cette première section, prennent en compte la question de la coordination des spéculateurs.

Dans la deuxième section, nous présentons dès lors deux approches qui tentent d'expliquer les raisons derrière la coordination vers l'équilibre avec attaques spéculatives comme une réponse à l'indétermination liée à la variable « tache solaire ». La première approche concerne les modèles qui discutent le comportement des investisseurs dans un contexte d'asymétrie d'information (en d'autres termes le comportement moutonnier). Cependant, cette explication n'est pas réaliste dans un contexte d'une crise de change. D'où la deuxième approche dont les modèles explicitent partiellement le comportement de la coordination en introduisant les fondamentaux. Nous accordons une attention toute particulière au modèle de Jeanne (1997) qui est le point de départ des travaux de Masson sur la contagion qui sera étudiée dans le reste de notre thèse.

Dans la troisième section nous proposons de caractériser théoriquement la contagion. Nous partons du modèle avec clause de sortie de Masson (1999a) qui modélise théoriquement différents types de canaux de transmission de la crise de change. Nous présentons par la suite une revue des travaux qui expliquent le mécanisme à travers lequel la contagion s'opère.

1. La théorie des attaques spéculatives et modèle avec clause de sortie

La théorie des attaques spéculatives a été développée dans le contexte des crises financières et notamment des crises de change. Nous distinguons dans la littérature relative à cette théorie deux générations de modèles. Les modèles de la première génération mettent entièrement l'accent sur le rôle déterminant des fondamentaux dans l'explication des facteurs conduisant à une attaque spéculative (Krugman, 1979). Par ailleurs, les modèles de deuxième génération expliquent ces facteurs à travers le comportement des spéculateurs.

Nous présentons dans ce qui suit, un essai d'explication formelle ainsi qu'une brève revue de la littérature relative des travaux sur la question des attaques spéculatives.

1.1. Les modèles dits de « première génération ».

Nous présentons dans ce qui suit le modèle pionnier de Krugman (1979) sous une forme log-linéaire en nous inspirant du travail d'Agénor et alii (1992).

1.1.1. Les hypothèses du modèle

Krugman (1979) propose un modèle monétaire de balance des paiements. Il considère une petite économie ouverte avec un régime de change fixe et libre mouvement des capitaux. Une politique monétaire expansionniste conduit à un épuisement progressif des réserves de change. La Banque Centrale abandonne le régime de change fixe et adopte un régime de change flexible si le stock de réserves atteint un certain niveau jugé critique.

Les agents privés ont des anticipations parfaites et rationnelles du taux de change. Avant que le stock de réserves ait atteint le niveau critique, et en observant la politique monétaire expansionniste des autorités, ils attaquent afin de se prémunir contre le risque de perte en capital

causé par une dévaluation future. Cette attaque spéculative est qualifiée de précoce. Cette dernière ne fait que précipiter l'abandon de la parité (Cartapanis et alii, 1998).

On considère que les agents consomment un seul bien échangeable dont l'offre domestique est exogène et fixée à \bar{y} . Le prix en terme de monnaie étrangère de ce bien échangeable est normalisé à l'unité. Le prix en terme de monnaie domestique est égal au taux de change nominal d'après la parité du pouvoir d'achat (*PPA*). Les agents détiennent trois formes d'actifs monétaires et financiers : la monnaie domestique (détenue uniquement par les résidents), les obligations domestiques et les obligations étrangères qui sont des substituts parfaits. On suppose que l'offre de monnaie est égale à la somme de la création domestique de crédit par la banque centrale dont le taux de croissance est supposé constant (absence des banques privées) et de la valeur en monnaie domestique des réserves de change.

1.1.2. Le modèle

Le modèle se présente comme suit :

$$m_t - p_t = \phi \bar{y} - \alpha i_t \quad \phi, \alpha > 0 \quad (1)$$

$$m_t = \gamma D_t + (1 - \gamma) R_t \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2)$$

$$\dot{D}_t = \frac{dD_t}{D_t} \frac{1}{dt} = \mu \quad \mu > 0 \quad (3)$$

$$p_t = S_t \quad (4)$$

$$i_t = i^* + E_t(\dot{S}_t) \quad (5)$$

avec, m_t définit le stock nominal de monnaie, D_t est le crédit domestique, R_t est le stock des réserves de change en terme de monnaie domestique, S_t est le taux de change nominal, P_t définit le niveau général des prix domestique, i^* est le taux d'intérêt nominal étranger supposé constant, i_t est le taux d'intérêt nominal domestique, E_t le paramètre d'anticipation conditionné par l'état d'information de dépréciation de change \dot{S}_t disponible à la période t et \dot{D}_t le taux de croissance constant du crédit. Toutes les variables sont mesurées en logarithme sauf pour les taux d'intérêt.

L'équation (1) définit la demande d'encaisse réelle comme une fonction positive du revenu et négative du taux d'intérêt domestique (la condition d'équilibre sur le marché de la monnaie).

L'équation (2) est une approximation log-linéaire de la décomposition d'une unité du stock de monnaie en proportion (γ) du crédit domestique et en proportion ($1 - \gamma$) des réserves de change. L'équation (3) représente le taux de croissance constant μ du crédit domestique. Les équations (4) et (5) définissent respectivement la (*PPA*) et la parité couverte des taux d'intérêt.

Sous l'hypothèse d'anticipations parfaites des taux de change $E(\dot{S}_t) = \dot{S}_t$, on suppose que $\bar{y} = i^* = 0$. En combinant les équations (1), (4) et (5) on aura : $m_t = S_t - \alpha \dot{S}_t$ (6).

Quand le taux de change est fixe au niveau (\bar{S}), l'anticipation de dépréciation est nulle ($\dot{S}_t = \frac{dS}{dt} = \frac{d\bar{S}}{dt} = 0$) et donc :

$$(6) \Rightarrow m_t = S_t = \bar{S}$$

$$(2) \Rightarrow \bar{S} = \gamma D_t + (1 - \gamma) R_t \quad (7)$$

$$\Rightarrow R_t = \frac{\bar{S} - \gamma D_t}{1 - \gamma}$$

$$\Rightarrow \dot{R}_t = \frac{-\gamma}{1 - \gamma} \dot{D}_t$$

En utilisant l'équation (3) on aura :

$$\dot{R}_t = \frac{-\gamma}{1 - \gamma} \mu \text{ et on pose } \theta \equiv \frac{1 - \gamma}{\gamma} \text{ alors :}$$

$$\dot{R} = \frac{-\mu}{\theta} \quad (8)$$

L'équation (8) montre que si une offre de crédit domestique est excédentaire par rapport à la demande de monnaie fixe ($m_t = \bar{S}$) alors cela conduit à la baisse des réserves d'un taux proportionnel au taux d'expansion du crédit. Donc, une dégradation des réserves de change aura lieu en cas de stock initial positif et que ce stock sera donc totalement épuisé dans une période limitée de temps.

1.1.3. La dynamique du modèle

Supposons que la banque centrale annonce au temps t sa décision d'arrêter de défendre la parité fixe après que les réserves atteignent un niveau bas \bar{R} , et de laisser le taux de change flotter librement. Les agents rationnels anticipent l'effondrement du régime et pour éviter des pertes en

capital, les spéculateurs précipitent une crise de change avant l'annonce de la banque centrale à la date t . Le problème donc est de déterminer le moment exact de l'effondrement du régime de change fixe ou le temps de transition à un régime de change flexible. Le calcul de cette période de transition, se fait à partir d'un processus d'induction en arrière (*backward induction*) (Flood et Garber, 1984).

Le temps d'effondrement est ainsi situé au point d'égalisation du taux de change implicite flottant (*shadow floating rate*), qui se détermine par les fondamentaux du marché, au taux de change fixe prévalant au moment de la crise (tel que $R_t = 0$). En d'autres termes, un changement de régime aura lieu lorsque le taux de change fixe se déprécie et devient supérieur au taux de change flottant implicite, ce qui se traduit par une perte instantanée en capital des investisseurs.

On suppose que le taux de change flottant implicite \hat{S}_t est une fonction linéaire du stock nominal de monnaie :

$$\hat{S}_t = K_0 + K_1 m_t \quad K_0, K_1 > 0 \quad (9)$$

En régime de change flexible $\bar{R}_t = 0$ et donc :

$$(2) \Rightarrow m_t = \gamma D_t \Rightarrow \dot{m}_t = \gamma \dot{D}_t$$

$$(9) \Rightarrow \hat{S} = K_1 \dot{m}_t \Rightarrow \hat{S} = K_1 \gamma \dot{D}_t \quad (9')$$

On substitue l'équation (3) dans (9') on aura :

$$\hat{S}_t = K_1 \gamma \mu \quad (10)$$

Dans ce régime flottant, le taux de change se déprécie proportionnellement au taux de croissance du crédit domestique. On substitue l'équation (10) dans l'équation (6) on aura :

$$\hat{S}_t = m_t + \alpha K_1 \gamma \mu \quad (11)$$

En comparant les équations (11) et (9) on déduit que :

$$K_0 = \alpha \gamma \mu \text{ et } K_1 = 1$$

En notant $D_t = D_0 + \mu t = \frac{m_t}{\gamma}$, où D_0 désigne le stock initial de crédit domestique, l'équation (11)

peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \hat{S}_t &= \gamma [D_0 + \mu t] + \alpha \gamma \mu \\ \Rightarrow \hat{S}_t &= \gamma [D_0 + \alpha \mu] + \gamma \mu t \end{aligned}$$

Le régime de change fixe s'effondre lorsque le taux de change flottant implicite \hat{S} égale le taux de change fixe \bar{S} . Le moment exacte d'effondrement du régime t_c est obtenu comme suit :

$$t_c = \left(\frac{\bar{S} - \gamma D_0}{\gamma \mu} \right) - \alpha \quad (12)$$

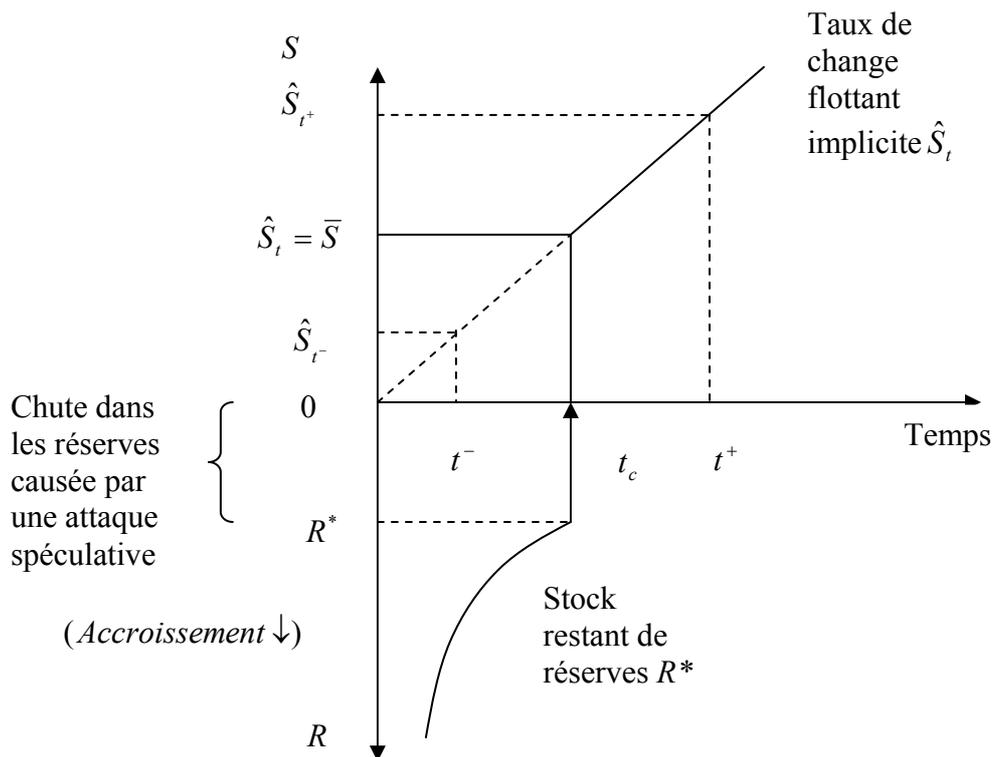
Sachant que : $\bar{S} = \gamma D_0 + (1 - \gamma) R_0$ d'après (7)

avec, R_0 désigne le stock initial des réserves de change.

$$(12) \Rightarrow t_c = \left(\frac{1 - \gamma}{\gamma} \right) \frac{R_0}{\mu} - \alpha = \left(\frac{\theta}{\mu} \right) R_0 - \alpha \quad (13)$$

L'équation (13) indique que plus le niveau des réserves R_0 est élevé (ou alternativement le taux d'expansion du crédit μ est faible), plus la date d'effondrement du régime est éloignée. Dès lors, l'attaque spéculative se produit à une date t_c avec un niveau critique des réserves de change R^* et en absence de spéculation ($\alpha = 0$). D'après Krugman et Obstfeld (2003), l'équilibre ne peut se réaliser qu'à cette date t_c où une attaque spéculative est engendrée par le marché qui achète le stock restant des réserves de change R^* . L'équilibre à une date postérieure t^+ ou l'équilibre à une date antérieure t^- ne sont pas considérés comme des véritables équilibres avec attaques spéculatives. En effet, les anticipations des gains en capitale à t^+ et des pertes en capitale à t^- empêchent le déclenchement des attaques spéculatives à ces deux date.

Graphique (1) : Le moment de l'attaque spéculative



Source : Krugman et Obstfeld (2003)

En général, nous pouvons dire que les attaques spéculatives sont déclenchées par de mauvais fondamentaux. D'après Jeanne (1996), les fondamentaux sont les variables qui influencent les croyances du marché sur le crédit domestique futur qui est une contrepartie exogène de la masse monétaire¹⁷. Le plus souvent, la littérature relative aux attaques spéculatives, utilise souvent une définition étroite des fondamentaux en se limitant seulement aux politiques monétaire (Flood et Garber, 1984) et budgétaire (Connolly, 1986 ; Willman, 1988). Cependant, d'autres travaux ont essayé d'étendre le panier des fondamentaux en intégrant d'autres variables macroéconomiques prenant en compte notamment des variables économiques réelles, comme la surévaluation du taux de change réel et la dégradation de la balance commerciale (Willman, 1988). En termes de politiques économiques, ces travaux exigent que l'autorité monétaire améliore ses fondamentaux pour éviter les attaques spéculatives déclenchées par l'épuisement progressif des réserves des changes.

¹⁷ D'après l'équation 2, la masse monétaire est une variable endogène du modèle d'attaque spéculative et elle est la somme de deux contreparties à savoir les réserves de change et le crédit domestique. Donc, c'est ce dernier qui est considéré comme une variable exogène caractérisant la politique monétaire (Jeanne 1996).

Dans une version plus élaborée de son modèle, Krugman (1979) introduit une incertitude liée aux quantités de réserves disponibles. Cette hypothèse est plus pertinente. Dans la réalité, les investisseurs ne connaissent pas avec précision le montant des réserves que la banque centrale est disposée à consacrer à la défense de la parité, ce qui met en cause l'hypothèse d'anticipation parfaite des agents. Il en résulte alors la possibilité de crises répétitives que Krugman met en évidence en subdivisant les réserves en n séries R_1, R_2, \dots, R_n . A chaque période t , la banque centrale épuise une série, alors une attaque spéculative se déclenche, mais elle est vite maîtrisée par l'injection de la série de réserve suivante. En effet, les investisseurs changent leur comportement suite à cette injection et échangent des devises contre de la monnaie nationale. L'autorité monétaire récupère dès lors les devises et arrête ainsi les attaques spéculatives.

1.2. Modèles dits de « deuxième génération »

Malgré la vérification des crises antérieures des années 80 par le scénario déterministe, discuté dans la section précédente, l'observation des crises de change au cours de la dernière décennie (voir Eichengreen et alii, 1995) a remis en cause l'hypothèse selon laquelle les politiques économiques erronées¹⁸ sont les causes déterminantes des attaques spéculatives. Pendant les deux crises du SME de 1992 et plus encore en 1993, les attaques spéculatives subies par le franc français n'étaient pas explicables par une incohérence entre la politique domestique et l'engagement français de maintien de la parité. En 1993, la France connaissait en effet un excédent de sa balance des transactions courantes, un taux d'inflation inférieur à celui de l'Allemagne et était le seul pays avec le Luxembourg à respecter les critères de convergence du traité de Maastricht. Une autre explication était donc nécessaire. Avec la contribution de M. Obstfeld (1986), les modèles dits de deuxième génération apportent un éclairage alternatif. Ces modèles prennent en effet explicitement en compte les coûts et les avantages d'une politique de change fixe, les autorités arbitrant alors entre plusieurs objectifs. Du coup, les opérateurs peuvent douter de la détermination des autorités à défendre la parité. Des attaques spéculatives peuvent alors rationnellement apparaître, déclenchées par un changement soudain dans la perception qu'ont les investisseurs de la crédibilité de la banque centrale et, partant, quant à la viabilité du régime de fixité. L'attaque, en imposant une hausse des taux d'intérêt accroît le coût du maintien de la parité et amène – plus ou moins rapidement – les autorités à arbitrer en faveur de l'abandon de la fixité, validant ainsi les anticipations du marché et

¹⁸ C'est-à-dire des politiques économiques qui sont incompatibles avec le maintien du régime de change avec même un niveau de réserve qui permet de soutenir un déficit non excessif de la balance des paiements.

donnant à la crise l'apparence d'une prophétie auto-réalisatrice. Artus (1994) qualifie ces attaques d'offensives.

1.2.1. Attaques spéculatives auto-réalisatrices et équilibres multiples

Dans ce qui suit, nous présentons une explication formelle inspirée de celle de Grauwe (1999), dans laquelle les spéculateurs provoquent la dévaluation indépendamment des fondamentaux. Nous montrons dès lors la réalisation d'une situation d'équilibres multiples qui mène à des attaques spéculatives auto-réalisatrices.

A l'égard de Grauwe (1999), nous supposons que la parité de pouvoir d'achat (*PPA*) ainsi que la théorie quantitative de la monnaie sont vérifiées à long terme. Nous pouvons ainsi écrire le modèle comme suit :

$$S = k \frac{P}{P^*} \quad (14)$$

$$P = m M \quad (15)$$

$$P^* = m^* M^* \quad (16)$$

Dans cette présentation, S définit le taux de change bilatéral fixe à l'incertain entre notre économie et le reste du monde. P et P^* définissent respectivement les niveaux généraux du prix intérieur et celui relatif au reste du monde. M et M^* sont les montants de la masse monétaire à l'équilibre respectivement de notre économie et de celui du reste du monde. Les variables k , m et m^* sont des proportionnalités supposées constantes. Nous allons utiliser ces proportionnalités pour des raisons de simplification. Il est évident que m dépend du niveau de la production et de la vitesse de circulation de la monnaie, qui déterminent la théorie quantitative de la monnaie.

L'équation (14) définit la relation de PPA absolue. Les équations (15) et (16) sont des relations déduites de la théorie quantitative de la monnaie vérifiée dans notre économie et dans le reste du monde. En effet, cette théorie montre que les variations du niveau général des prix dans une économie sont déterminées proportionnellement à celles de la masse monétaire.

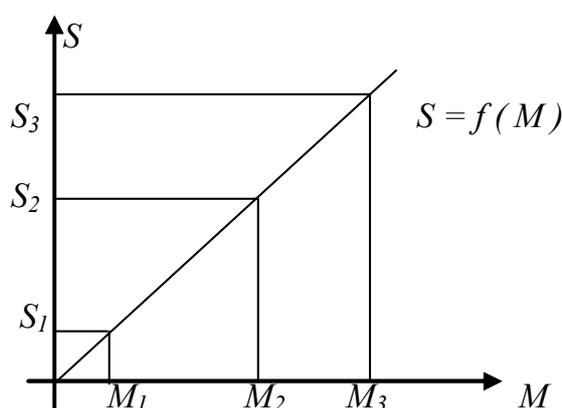
En substituant les deux équations (14) et (15) dans l'équation (16), nous aurons :

$$S = k \frac{m}{m^*} \frac{M}{M^*} \quad (17)$$

Cette équation montre que le taux de change est une fonction positive de la masse monétaire. En d'autres termes, si la masse monétaire M augmente, le taux de change S augmentera (la monnaie se dépréciera) alors dans la même proportion. Cette relation n'est vérifiable, bien sûr, que dans le cas où tous les autres variables resteraient constantes. Il faut noter aussi que nous déduisons de l'équation (17) la relation suivante : si la Banque Centrale veut assurer la fixité du taux de change, elle doit égaliser le taux de croissance de son offre de monnaie avec celui du reste du monde. Ainsi, la fonction $S = f(M)$ peut être représenté graphiquement comme une fonction linéaire.

Soit le graphique (2) qui représente le modèle d'équilibre (représenté par l'équation 17) du marché des changes :

Graphique (2) : multiplicité des équilibres



Nous supposons qu'une autorité monétaire opte pour un taux de change fixe S_2 . Elle doit désormais offrir en contre-partie un montant M_2 de monnaie afin d'assurer une politique monétaire cohérente qui reflète la bonne crédibilité du régime. Dans ce cas, l'économie est en équilibre sans aucun problème de manque de confiance. Toutefois, Grauwe (1999) a considéré que cette conclusion est fallacieuse. En fait, dans un régime de change fixe, il existe une infinité de combinaison (S, M) qui peut assurer la viabilité du régime (par exemple les couples (S_1, M_1) et (S_2, M_2)), d'où la multiplicité des équilibres).

Dans ce cadre et sous l'hypothèse de prévisions parfaites, les investisseurs sont conscients de la possibilité de toutes ces combinaisons des équilibres. Alors, ils effectuent une attaque offensive (précoce) en cédant leurs avoirs en monnaie nationale à un taux S_2 dans l'espoir que si

l'attaque est importante, l'autorité optera pour une autre combinaison d'équilibre (S_3, M_3) , ce qui leur permettra de se procurer des gains substantiels. Dans ce cas, la Banque Centrale doit faire des arbitrages entre les coûts de la défense contre ces attaques spéculatives (la défense par une hausse du taux d'intérêt engendre des coûts économiques importants en terme de chômage par exemple) et les avantages (la défense de la parité permet d'aboutir à des objectifs à long terme comme le maintien de la crédibilité du régime). A la suite de cet arbitrage, si les coûts de défense sont supérieurs aux coûts de réaligement, le gouvernement sera incité à céder aux investisseurs et à procéder à une dévaluation dans une seconde période, ce qui valide *ex post* l'attaque réalisée par les investisseurs dans la première période. L'attaque dans ce sens est qualifiée d'auto-réalisatrice puisque sachant la fonction de réaction des autorités monétaires, les spéculateurs peuvent se coordonner et prendre l'initiative d'une attaque sans aucune référence aux fondamentaux. La coordination des spéculateurs sur un équilibre ou un autre, est ainsi véhiculée par une variable exogène de type tache solaire (*sunspot*) (Jeanne 1996).

Le comportement optimisateur de l'autorité monétaire dans son arbitrage entre le coût de la défense du régime de change et le coût de la sortie, a amené les travaux dans la littérature relative aux modèles des attaques spéculatives à revoir la définition des fondamentaux qui déterminent l'occurrence d'une crise de change. D'après l'expression de Jeanne (1996), les fondamentaux deviennent « élargis » et sortent du cadre des politiques monétaire et budgétaire. Dès lors, même les attaques spéculatives auto-réalisatrices ne sont plus déconnectées des fondamentaux, puisqu'elles ne peuvent apparaître que lorsque ceux-ci sont suffisamment dégradés comme l'exemple cité ci-dessus de la hausse du chômage suite à une défense de la parité (Jeanne, 1996). Dès lors, les fondamentaux sont alors définis comme les variables macroéconomiques qui influencent le cours de la politique monétaire anticipé par le marché des changes selon l'expression de Jeanne (1996). Une telle définition suppose nécessairement une endogénéisation des fondamentaux. A cet égard, une nouvelle approche avec « clause de sortie » vient étendre la modélisation avec les attaques spéculatives afin de bien comprendre quelles sont les conditions économiques qui permettent d'expliquer le comportement de l'autorité monétaire dans le cadre d'une situation de multiplicité d'équilibres.

1.2.2. Le comportement de l'autorité monétaire dans le cas des modèles de deuxième génération : les modèles avec clause de sortie

L'approche avec clause de sortie a été développée afin d'étudier les raisons poussant le gouvernement¹⁹ à renoncer à la défense du régime de change. Dès lors, la décision du gouvernement de maintenir ou non la fixité, est prise en fonction de ses objectifs comme nous avons expliqué ci-dessus (arbitrage entre les coûts et les bénéfices du maintien). Donc, contrairement aux modèles des attaques spéculatives, c'est le gouvernement qui détient son sort et les attaques spéculatives ne forcent plus la dévaluation puisque la ruée sur les réserves n'est plus possible. En effet, dans le cadre des modèles avec clause de sortie, il est supposé que les autorités monétaires fixent la masse monétaire et le taux de change (Jeanne, 1996)²⁰.

Le pionnier qui a modélisé théoriquement un tel principe est Obstfeld (1994, 1997). En s'inspirant de la crise SME 1992-93, Obstfeld (1994) a tenté d'analyser un modèle qui peut donner lieu à des spéculations (ou anticipations) auto-réalisatrices. Ces dernières sont ainsi engendrées par un arbitrage mené par le gouvernement en utilisant le taux d'intérêt comme instrument de défense. Dans ce qui suit, nous allons essayer de synthétiser brièvement les résultats du modèle avec clause de sortie d'Obstfeld (1994) afin de comprendre à partir d'un cas pratique, le jeu des stratégies entre les investisseurs et le gouvernement.

L'idée de base d'Obstfeld (1994) était la suivante : une crise épuise les réserves de change. La seule possibilité pour les autorités monétaires d'attirer des réserves est d'augmenter le taux d'intérêt nominal. Ce dernier compense la dévaluation anticipée du marché et permet ainsi de maintenir la parité. Toutefois, la défense de la parité a un coût qui est souvent plus grand que les bénéfices de ce maintien. En effet, une augmentation des taux d'intérêt aura un impact très significatif sur le chômage (exemple de la France en 1993 qui avait un niveau élevé de sous-emploi), sur la dette publique (exemple de l'Italie en 1992 dont la dette publique était à court terme et/ou à taux flottant), sur le niveau de l'endettement intérieur (exemple de l'Angleterre 1992 dont

¹⁹ Dans ces modèles avec clause de sortie, l'objet de l'analyse n'est plus le sort des réserves de change, mais la décision de rester ou non dans un système de change fixe (Jeanne, 1996). Cette décision ne peut plus être prise par la banque centrale, elle relève du gouvernement.

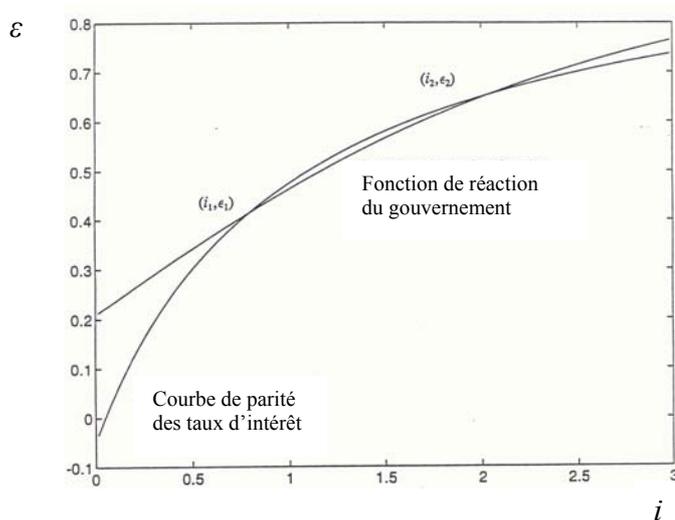
²⁰ Pour Jeanne (1996), les deux approches des attaques spéculatives (le raisonnement est à partir du phénomène de fuite des réserves) et l'approche avec clause de sortie (le raisonnement est à partir du décision du gouvernement) ne sont pas contradictoires – rien n'empêche en théorie de construire des modèles d'attaques spéculatives avec clause de sortie- selon l'expression de Jeanne (1996).

les ménages étaient très endettés) (Allégret, 2005). Le taux d'intérêt pour Obstfeld (1994), joue ainsi un rôle important dans le reniement de la dette publique face à une dévaluation anticipée par le marché.

Pour montrer ce mécanisme, Obstfeld (1994) s'est référé au cas italien. Il a présenté un modèle séquentiel à deux périodes t_1 et t_2 . Dans ce modèle, le gouvernement doit minimiser une fonction objectif à la période t_2 , qui dépend du taux de dépréciation sous la contrainte d'une égalité des rendements des actifs en lire et en $\$$. Cette contrainte est déduite, sous l'hypothèse de la mobilité parfaite des capitaux, des prévisions parfaites et de la parité non couverte des taux d'intérêt.

La solution de ce programme de minimisation comporte plusieurs équilibres qui se trouvent à l'intersection des deux fonctions. La première est la fonction de réaction de dépréciation ε du gouvernement à la deuxième période qui est une fonction croissante concave du taux d'intérêt i . La deuxième fonction est celle de la parité du taux d'intérêt qui reflète le taux de dépréciation ε attendu par les investisseurs, comme aussi une fonction croissante concave du taux d'intérêt i .

Graphique (3) : Solutions graphiques proposées par Obstfeld (1994)



Source : Obstfeld (1994).

Pour le gouvernement, les désavantages (les pertes) de maintenir un taux de change fixe augmentent avec le taux d'intérêt i . Lorsque ces pertes dépassent les coûts de réalignement, le gouvernement a intérêt à dévaluer. Deux résultats sont possibles. Le premier apparaît lorsque le marché n'anticipe pas une dévaluation, le taux d'intérêt nominal est alors fixé à i^* à savoir le taux

d'intérêt nominal étranger supposé constant²¹ et on n'aura pas ainsi une dévaluation²². Le deuxième est une conséquence directe de l'existence de deux équilibres (voir graphique 2). Dans ce cas, les spéculateurs sur le marché coordonnent leurs anticipations sur une dévaluation à un taux ε_2 . Le taux d'intérêt prendra la valeur i_2 qui correspond à cet équilibre. Face à la hausse de ce taux d'intérêt, le gouvernement sera incité alors à réaliser la dévaluation anticipée malgré le coût de réaligement. C'est un exemple d'une attaque spéculative auto-réalisatrice modélisée à travers un modèle avec clause de sortie.

1.2.3 Autres travaux avec clause de sortie : apports et limites

Plusieurs autres travaux ont essayé de démontrer l'idée d'Obstfeld en s'inspirant également de l'approche avec clause de sortie. Cependant, ils ont utilisé plusieurs variables fondamentales outre les dettes publiques utilisées dans l'opération d'arbitrage réalisée par le gouvernement. Dans ces travaux, on a introduit par exemple le niveau de production, le taux d'inflation et le taux de chômage. Ozkan et Sutherland (1995) ont présenté un modèle dans lequel la fonction objectif du gouvernement dépend positivement de certains bénéfices dérivés du maintien du taux de change (tel que l'augmentation de la crédibilité en matière de maîtrise de l'inflation) et négativement de la déviation de la production de son niveau visé (puisque l'augmentation du taux d'intérêt étranger provoque l'ascension du taux d'intérêt domestique et la baisse du niveau de production). Ainsi, ils ont suggéré que seul le taux de change peut être le moyen utilisé par le gouvernement pour contrebalancer la perte dans la production. Ils ont supposé aussi que le secteur privé soit conscient du comportement optimisateur du gouvernement et semble donc capable d'anticiper l'effondrement du régime en se basant sur le différentiel du taux d'intérêt, d'où une interaction entre les anticipations du secteur privé et le problème d'optimisation de l'autorité. Cependant, Jeanne (2000) et Masson et Jeanne (2000) construisent des modèles avec clause de sortie où ils utilisent le taux de chômage comme la variable fondamentale qui influence la tentation du gouvernement de sortir du régime de change. Andersen (1998) utilise, quand à lui, le taux d'inflation afin de mesurer les coûts du maintien.

²¹ Ce résultat est déduit de la fonction de la parité du taux d'intérêt déterminé par Obstfeld ($\varepsilon = (i - i^*)/(1+i)$), ce qui fait que si $\varepsilon = 0$ on aura $i = i^*$.

²² Ce résultat ne figure pas dans le graphique 2. Cela ne concerne pas en fait une situation des équilibres multiples où nous pouvons identifier une attaque auto-réalisatrice.

On a utilisé également dans la littérature, des variables macroéconomiques qui interviennent même indirectement dans la fonction objectif du gouvernement comme par exemple le taux de change réel et la structure de la dette publique. Cole et Kehoe (1996) présentent un modèle de crise de dette, interprété également comme un modèle de crise de change dans lequel les fondamentaux qui déterminent la crise incluent le niveau et la structure de la maturité de la dette. Si les investisseurs internationaux ne retournent pas leurs prêts à court terme au gouvernement, ce dernier a, alors, le choix entre deux options coûteuses : réduire les dépenses publiques ou abandonner la parité. Les incitations à la dévaluation dépendent aussi bien de la maturité de la dette que sa taille.

En plus de ces variables macroéconomiques qualifiées de « fondamentaux durs » (Jeanne 2000), qui sont observables et mesurables, les fondamentaux inclut également des variables qualifiées de « douce » comme la réputation des décideurs politiques et le degré de coopération dans les règles du jeu des participants au marché des changes. Ces nouvelles variables sont non observables mais elles font partie des déterminants fondamentaux de la stabilité de la monnaie de la même manière que le chômage ou la balance commerciale. D'autant plus, les gouvernements cherchent souvent à adopter des stratégies qui permettent d'améliorer la réputation de la dureté des autorités monétaires dans le maintien de la parité (Jeanne, 2000), ce qui montre l'importance d'une telle variable dans la fonction objectif du gouvernement. La réputation du décideur politique, a été intégrée dans un modèle avec clause de sortie par Drazen et Masson (1994) afin qu'ils puissent expliquer la non stabilité du lien entre le chômage et la crédibilité de l'ancrage fixe. Pour ce faire, ils ont supposé l'hypothèse d'une asymétrie d'information entre le marché de change et le gouvernement ; les spéculateurs sur le marché de change ne savent pas le degré de réticence du gouvernement vis-à-vis de la dévaluation. Ils montrent alors que l'augmentation du taux de chômage ne diminue pas la crédibilité mais, au contraire, cela peut la renforcer par un effet réputation : ne pas dévaluer signale au marché que les autorités monétaires ne dévaluent pas facilement. Drazen et Masson (1994) confirment également empiriquement ce point sur le franc français lors de la crise SME.

Bensaid et Jeanne (1997, 2000) discutent la question du cercle vicieux qui mène à une sorte de guerre d'usure entre les autorités monétaires et les spéculateurs. Ils utilisent un modèle avec clause de sortie dans lequel le maintien de la parité, est très coûteux pour le gouvernement. Les spéculateurs conscients sont incités ainsi à attaquer jusqu'à ce qu'ils obligent l'autorité monétaire, même si elle est « dure », à abandonner l'ancrage. D'après ces auteurs, ce scénario était clairement observable lors de la crise du SME de 1992-93.

Nous pouvons noter que tous ces travaux à « la Obstfeld » (en utilisant l'approche avec clause de sortie) montrent leur efficacité dans l'explication de la crise du SME en modélisant une situation de multiplicité des équilibres. En plus de cette réussite, ces travaux présentent un apport considérable par rapport aux travaux précédents. La première contribution est la reconsidération de la notion de « fondamentaux ». Cette dernière recouvre, dans les modèles avec clause de sortie, plus de variables macroéconomiques que dans les modèles basés sur les attaques spéculatives. Elle englobe toute variable qui influence la décision du décideur politique concernant la défense ou le maintien de la parité. Comme nous l'avons discuté ci-dessus, ces variables peuvent être observables (qualifiées par des variables « durs ») comme par exemple le chômage, ou non observables comme les croyances des spéculateurs (qualifiées par des variables « douces »).

La seconde contribution des modèles avec clause de sortie, est qu'ils ont fourni une nouvelle théorie des attaques auto-réalisatrices et des équilibres multiples. En effet, cette situation des équilibres multiples est engendrée par une endogénéisation des fondamentaux, ce qui fait que la causalité ne joue plus dans un seul sens - exclusivement des fondamentaux vers les anticipations du marché - mais elle fonctionne des deux sens. En ce sens, ce type de modèle repose moins sur les « tache solaire » (Cornand, 2005), puisque, les anticipations de dévaluation dépendent de la réaction du gouvernement qui dépend également du coût de réaligement en terme des fondamentaux. En d'autres termes, les fondamentaux peuvent causer l'occurrence d'une crise mais en un sens beaucoup plus faible que celui suggéré par les modèles d'attaques spéculatives. Certains auteurs acceptent également que même lorsque les fondamentaux demeurent identiques, la crise puisse se produire (Cornand, 2005).

Toutefois, ces travaux présentent néanmoins plusieurs limites et problèmes que nous résumons comme suit :

- La validation empirique de ce type de modèles est loin d'être évidente puisqu'ils reposent sur la stabilité des données fondamentales de l'économie. La difficulté de la mesure des fondamentaux « doux » - comme la croyance des participants au marché concernant la santé du système bancaire par exemple – constitue une difficulté pour les économètres dans la prévision des crises.
- La multiplicité des équilibres reflète une ambiguïté dans les résultats possibles. En fait, nous sommes face à deux équilibres : un premier avec attaque et un deuxième sans attaque. Dans ce

cas, nous ne pouvons pas prévoir lequel des deux va être produit. Cependant, une analyse dynamique qui explique comment les anticipations des acteurs vont se polariser un équilibre plutôt qu'un autre, s'avère désormais indispensable.

- Enfin, dans ces modèles, l'autorité joue toujours le rôle de victime. Toutefois, d'après Masson (1998), une implication plus claire de ces modèles, a exigé que seulement pour une certaine frange de fondamentaux, nous ayons la possibilité de la multiplicité des équilibres (Jeanne 1997). Dès lors, l'autorité peut décider d'éviter cette situation en améliorant ses fondamentaux (par exemple, elle peut limiter ses dettes notamment les dettes à court terme libellées en monnaie étrangère (Cole et Kehoe, 1996).
- Ces modèles sont des formalisations des raisons qui poussent le gouvernement à renoncer à la défense de la parité face à une situation d'équilibres multiples. Cependant, malgré la contribution partielle des fondamentaux, ces modèles n'ont pas essayé d'expliquer la variable exogène à savoir la « Tache solaire » qui pousse les acteurs sur un marché des changes, à se coordonner pour attaquer.

2. La Coordination des acteurs : Les mécanismes explicites de la coordination

Comme nous l'avons discuté dans la section précédente, les modèles d'attaques spéculatives auto-réalisatrices à « la Obstfeld » (modèles avec clause de sortie) présentent plusieurs lacunes. En fait, abstraction faite de la fonction objectif du gouvernement, ces modèles discutent la multiplicité des équilibres comme le résultat d'une perte de confiance des spéculateurs. Cette perte de confiance est véhiculée par une variable exogène dite « Tache solaire ». Ainsi, une coordination instantanée des anticipations de tous les acteurs, est la cause de la polarisation sur le mauvais équilibre avec attaque. Cependant, une ambiguïté se manifeste sur la nature explicite de cette variable « Tache solaire » source de la coordination. Une telle ambiguïté laisse indéterminée le véritable mécanisme qui conduit au déclenchement de l'attaque spéculative auto-réalisatrice. En d'autres termes, à travers ces modèles, nous n'avons pas pu expliquer entièrement les conditions poussant les investisseurs à se coordonner pour attaquer.

Cependant, pour surmonter cette indétermination, la littérature distingue deux approches. La première englobe les modèles qui discutent le comportement des investisseurs dans un contexte d'asymétrie d'information. Ces modèles omettent le raisonnement par les fondamentaux. La deuxième approche comporte les modèles qui cherchent à expliquer les mouvements dans les croyances des investisseurs en faisant intervenir la vulnérabilité des fondamentaux. Ils cherchent alors à déterminer une complémentarité entre les fondamentaux et les « esprits animaux ».

2.1. Les travaux sur les modèles avec asymétrie d'information

Ces modèles discutent le rôle des agents non dont le comportement mimétique²³ serait significatif dans la coordination et la détermination du déclenchement des attaques spéculatives. En fait, ces modèles sont liés principalement à l'hypothèse d'imperfection et à l'asymétrie de l'information et à l'hétérogénéité des investisseurs. Si chaque investisseur possède une information privée et sait que les autres possèdent aussi l'information privée, alors en observant les actions des autres, il se donne quelques indices sur ce que savent les autres. Il est donc rationnel d'adopter un comportement mimétique en s'alignant sur les croyances des autres. Il en découle ainsi une infinité de solutions pour l'équilibre (Masson 1999b).

Dans le même ordre d'idée sans pour autant discuter la multiplicité des équilibres, Bikhchandani et Sharma (2000)²⁴ étudient les causes de ce comportement aveugle des investisseurs internationaux. D'après eux, pour qu'un investisseur imite un autre, il faut qu'il soit conscient et influencé par les actions de l'autre. Intuitivement, un investisseur décide d'investir dans une action s'il ne connaît pas la décision de l'autre. Par contre, il peut ne pas décider de le faire s'il sait que l'autre n'a pas investi dans cette action. Ainsi, nous pouvons identifier le comportement aveugle ou irrationnel d'un investisseur quand il dispose d'une information sur le changement de décision d'investissement d'un autre investisseur. Face à ce comportement purement psychologique, ces deux auteurs s'interrogent sur les raisons d'un tel comportement en adoptant une analyse par la maximisation du couple (profit/utilité) de l'investisseur. Ils ont conclu que ce comportement est dicté par la croyance de cet investisseur que l'autre doit savoir quelque chose sur le rendement de

²³ Les modèles qui étudient ce comportement sont : cascades informationnelles ; effet *bandwagon* ; rumeurs ; comportement aveugle (*herding behavior*) (Cornand, 2005).

²⁴ Ce travail présente une revue exhaustive des récents travaux théoriques et empiriques sur le comportement moutonnier des investisseurs dans les marchés financiers.

cet investissement. En effet, son action d'investir révèle cette information. Ils ont ajouté que ce type d'investisseur irrationnel doit avoir une préférence intrinsèque pour l'imitation.

Cependant, Calvo et Mendoza (1999) imposent une condition sur l'information disponible sur le marché afin que les investisseurs préfèrent le comportement moutonnier en imitant arbitrairement les autres participants sur le marché. En effet, si les coûts de cette information excèdent les gains, il est alors optimal que tous les investisseurs imitent arbitrairement le sentiment du marché.

Borensztein et Gelos (2000) vérifient empiriquement que ce type de comportement est observable aussi chez les investisseurs institutionnels. Ces derniers ont joué aussi le jeu des stratégies aveugles (*Herding strategies*). Ils ont imité les participants des marchés financiers sans faire appel aux fondamentaux.

Outre ces modèles sur le comportement moutonnier, plusieurs autres explications ont été développées pour résoudre l'indétermination de la théorie de la coordination des acteurs. L'introduction de l'environnement incertain qui remet en cause le processus de formation des anticipations des acteurs sans pour autant contester leur rationalité, était l'une de ces explications. En effet, l'idée est de considérer l'existence d'une incertitude dans l'environnement, ce qui conduit les opérateurs à faire des erreurs systématiques d'anticipation. Les modèles qui découlent de cette idée sont appelés les modèles de rationalité limitée (Grauwe, 1999). Nous pouvons citer aussi les modèles d'apprentissage (Allegret 1997) et l'inclusion d'autres concepts comme les « *noise traders* » et l'opinion dominante (Cartapanis 1994).

Toutefois, ces modèles présentent quelques limites. D'après Cornand (2004), il est nécessaire, dans ce type de modèles, que le processus de décision soit séquentiel, ce qui ne semble pas être une caractéristique réaliste des attaques spéculatives. Nous pouvons ajouter aussi que la condition d'avoir tous les investisseurs possédant des préférences intrinsèques pour l'imitation, n'est guère réaliste.

2.2. Explication par la « bifurcation » dans les fondamentaux : modèle de Jeanne (1997)

La deuxième approche utilisée pour surmonter l'ambiguïté de la coordination des acteurs, comporte les modèles qui relient la variable « Tache solaire » à un événement publiquement observable. Dans ce cas, la coordination des acteurs n'est plus véhiculée par un élément exogène, mais plutôt par un élément endogène.

En fait, la détermination de cet événement observable a fait l'objet de plusieurs travaux. La plupart de ces derniers (en particulier les modèles de « bifurcation »²⁵) caractérisent cet événement par l'état des fondamentaux. En effet, il existe une frange des variables macroéconomiques publiquement observables, qui coordonne les anticipations des acteurs, tandis que l'occurrence et le *timing* précis de la crise sont déterminés par les « esprits animaux » (Cornand, 2005). Donc une attaque spéculative auto-réalisatrice qui fait sauter l'économie du bon équilibre (sans attaque spéculative) vers le mauvais équilibre (avec attaque spéculative), ne peut se réaliser que lorsque le régime de change fixe est miné par une faiblesse dans les fondamentaux de l'économie.

Obstfeld (1996) a tenté de démontrer, à partir d'un modèle inspiré de la théorie des jeux, comment les coordinations stratégiques des spéculateurs sont stimulées par des changements dans les fondamentaux qui mettent en difficulté la situation du gouvernement. En effet, il démontre que dans le cas intermédiaire des réserves²⁶, nous serons devant deux équilibres de Nash. Dans le premier, le spéculateur attaque et nous assisterons alors à une dévaluation. Dans le deuxième équilibre de Nash, le spéculateur n'attaque pas et la parité sera maintenue. Ainsi, dans ce jeu, l'équilibre est auto-réalisateur. Cet état intermédiaire de fondamentaux représenté ici par les réserves, rend l'effondrement possible mais non nécessaire. Obstfeld (1996) discute désormais d'autres événements observables outre les réserves de change, qui mènent aussi à la multiplicité des équilibres de Nash.

²⁵ En se référant à Azariadis (1993), Bratsiotis et Robinson (2004) définissent la bifurcation par un état, dans un système caractérisé par les fondamentaux, où des petites perturbations engendrées par des valeurs critiques des paramètres affectant les fondamentaux, mènent à un changement dans le comportement dynamique du système.

²⁶ Obstfeld (1996) utilise la situation où les réserves sont publiquement observables. Il spécifie trois cas : une bonne situation où les réserves sont élevées ($R = 20$). Une mauvaise situation où les réserves sont faibles ($R = 6$), et une situation intermédiaire où les réserves ne sont ni élevés ni faibles ($R = 10$).

Cependant, Calvo et Mendoza (1996) et Sack et alii (1996 b) montrent que dans le cas de la crise mexicaine, la multiplicité des équilibres était réalisée à cause de l'existence d'un large stock de dettes publiques de court terme. Cole et Kehoe (1996) discutent même l'existence d'un intervalle de dettes cruciales. Dans cet intervalle, le gouvernement juge qu'il est optimal de ne pas payer ses dettes s'il ne peut pas sûr d'obtenir d'autres crédits. La zone de crise (*Crisis zone*) représentée par cet intervalle, génère ainsi un équilibre stochastique (plusieurs équilibres possibles), d'où la réalisation des attaques auto-réalisatrices.

Dans le même contexte, Jeanne (1997) et Masson et Jeanne (2000) utilisent un modèle non linéaire de bifurcation. Ils étudient les rôles respectifs des fondamentaux et des spéculations auto-réalisatrices dans les crises de change. Ils démontrent que dans un régime de change fixe, les anticipations auto-réalisatrices peuvent être des résultats de la bifurcation dans les fondamentaux. En fait, cette bifurcation est supposée l'événement publiquement observable qui remplace la variable « Tache solaire » dans la coordination des anticipations des acteurs dans la polarisation sur l'équilibre d'attaque.

Nous allons présenter dans ce qui suit une présentation synthétique du travail de Jeanne (1997) qui est considéré comme le point de départ des modèles de bifurcation.

2.2.1. Hypothèse et équations de bases du modèle de Jeanne (1997)

Nous considérons un pays avec un régime de change fixe à la période t . L'autorité monétaire peut défendre la parité à un certain coût, comme il est possible de l'abandonner. Nous supposons que l'autorité monétaire peut être « faible » avec une probabilité μ . L'autorité dans ce cas abandonne la parité dès que les bénéfices sont négatifs. En outre, cette autorité monétaire peut être aussi « forte » avec une probabilité $1 - \mu$. Elle maintient la parité, dans ce cas, quelles que soient les circonstances. L'état de l'autorité monétaire est donc stochastique et parfaitement observable par le secteur privé (Jeanne, 1997).

Contrairement à Jeanne (1997), nous allons supposer désormais que μ est égale à l'unité pour des considérations de simplifications²⁷. Nous supposons aussi que les bénéfices du maintien de la parité B_t peuvent être divisés en deux termes tel que :

$$B_t = b_t - \alpha \pi_{t-1} \quad (18)$$

avec, b_t : les bénéfices totaux du maintien.

π_{t-1} : la probabilité du réalignement, évaluée par le secteur privé en $t-1$.

α : une constante qui représente la taille exogène anticipée de la dévaluation exprimée en terme de fondamentaux²⁸.

L'équation (18) montre que les bénéfices du maintien dépendent non seulement des conditions économiques objectives mais aussi de la crédibilité de l'autorité dans son engagement à défendre la parité.

Les conditions économiques objectives sont résumées dans la variable b_t qui correspond aux bénéfices du maintien si le gouvernement est parfaitement crédible. En fait, cette variable b_t peut être déterminée par un panier de fondamentaux comme le taux de change réel, la balance commerciale, le taux de chômage. Le second terme de la première équation, implique que pour des conditions économiques objectives données, un faible degré de crédibilité (respectivement un haut degré) réduit les bénéfices du maintien de la parité (respectivement augmente le bénéfices).

Pour conforter sa faible crédibilité, le gouvernement peut prendre des actions (augmentation du taux d'intérêt) coûteuses (hausse dans le taux du chômage). Cependant, à la période t , la seule variable aléatoire est le regroupement des bénéfices b_t . L'élément aléatoire provient de l'incertitude qui pèse sur l'état futur des fondamentaux.

Supposons désormais que les b_t sont des variables stochastiques indépendamment et identiquement distribuées. Nous pouvons noter que : $\Phi_{t-1} = E_t (b_t)$

²⁷ Nous avons adopté la même simplification utilisée par Masson (1998) dans la présentation du modèle de bifurcation de Jeanne (1997). Ce modèle présenté dans cette section va nous servir pour modéliser la contagion comme Masson (1999a) dans la section suivante.

²⁸ Voir Masson (1999a), il a pris $\alpha = \delta D$ avec δ : la taille exogène anticipée de la dévaluation. Et D : le niveau d'endettement externe.

Dés lors, l'état des fondamentaux considéré lors de la formation des anticipations est bien Φ_t . Nous écrivons ainsi :

$$\varepsilon_t = b_t - \Phi_{t-1} \quad (19)$$

avec, ε_t est aussi un terme indépendamment et identiquement distribué. Il est caractérisé par une fonction de densité $f(\cdot)$ continue, symétrique et strictement croissante sur $]-\infty, 0]$ (elle est strictement décroissante sur $[0, +\infty[$). Dans ce qui suit, nous allons supposer que ε_t suit une loi normale de moyenne nulle et de variance σ^2 . Economiquement, nous pouvons interpréter le terme ε_t comme le choc sur les fondamentaux.

2.2.2. Non linéarité et multiplicité des équilibres

Dans la même logique que Obstfeld (1994), l'équilibre doit se trouver sur le point d'intersection entre la courbe des croyances des spéculateurs sur le marché des changes et la courbe de réaction du gouvernement.

D'après Jeanne (1997), les anticipations du marché doivent être rationnelles étant donné le comportement du gouvernement. De même, la réaction de l'autorité doit être aussi optimale étant donné les anticipations du marché. Sous ces conditions, la probabilité d'une dévaluation à la période t doit être égale à la probabilité que les bénéfices nets soient négatifs à $t + 1$:

$$\pi_t = \text{prob} [B_{(t+1)} < 0] \quad (20)$$

De (18) et (19), nous pouvons déduire l'équation suivante :

$$\text{prob} (b_{(t+1)} - \alpha\pi_t < 0) \Leftrightarrow \text{prob} (\varepsilon_{(t+1)} + \Phi_t - \alpha\pi_t < 0)$$

Soit alors :

$$(20) \Rightarrow \pi_t = \text{prob} (\varepsilon_{(t+1)} < \alpha\pi_t - \Phi_t)$$

$$\pi_t = F(\alpha\pi_t - \Phi_t) \quad (21)$$

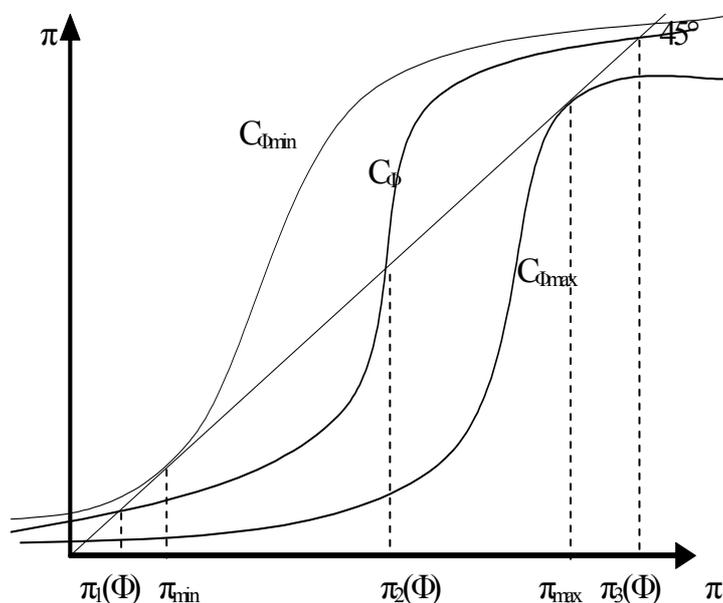
avec, $F(\cdot)$ est la fonction de répartition de la fonction de densité $f(\cdot)$ de la loi Normale estimée au point « $\alpha\pi_t - \Phi_t$ ».

L'équation (21) est l'équation centrale de notre modèle. Le fait d'avoir les deux termes de droite et de gauche en fonction de π_t , entraîne que nous sommes en présence de plusieurs solutions²⁹, d'où la multiplicité des équilibres.

2.2.3. Les conditions d'existence des équilibres multiples

L'équilibre dans Jeanne (1997) est la solution de l'équation (21) en π_t . Pour le déterminer, une discussion sur les fondamentaux Φ_t est indispensable. Ainsi, plusieurs conditions sont envisagées. Nous pouvons résumer les solutions de l'équilibre à l'aide du Graphique (4) :

Graphique (4) : Résolution Graphique de l'équation (8)



Ce graphique (4) montre bien que la solution de l'équation (21) est donnée par l'intersection de la courbe C_Φ qui représente la courbe de la fonction $F(\alpha \pi_t - \Phi_t)$, et la première bissectrice qui représente le plan (π_t, π_t) (c'est à dire $\pi_t = \pi_t$).

Condition 1 : la pente de la courbe C_Φ est inférieure à l'unité et coupe la première bissectrice au plus en un seul point (Cf. le graphique 5 en annexe). Nous pouvons formaliser mathématiquement cette condition par $\alpha f'(\theta) < 1$. Dans ce cas, la probabilité de dévaluation π_t est déterminée uniquement par la faiblesse des fondamentaux Φ_t . Ce cas n'envisage pas la multiplicité des équilibres.

²⁹ $F(\cdot)$ est une fonction strictement croissante lorsque $\alpha > 0$ et π_t est la première bissectrice.

Condition 2 : la pente de la courbe C_Φ est supérieure, au moins en un point, à celle de la première bissectrice. C'est à travers cette condition qui concerne les paramètres structurels du modèle³⁰, qu'il est possible d'envisager plusieurs équilibres. Elle est ainsi formalisée comme suit : $\alpha f(0) > 1$

Cette condition est considérée par Jeanne (1997) comme nécessaire mais non suffisante pour la génération de la multiplicité des équilibres. Une condition temporelle supplémentaire, sur l'état des fondamentaux, est ainsi discutée. En effet, il existe deux valeurs extrêmes des fondamentaux : Φ_{\min} lorsque les fondamentaux sont mauvais et Φ_{\max} lorsque les fondamentaux sont bons.

- Si $\Phi_t > \Phi_{\max}$ ou $\Phi_t < \Phi_{\min}$, alors la probabilité de dévaluation π_t est déterminée uniquement par les fondamentaux. Dans ce cas, il est évident que la courbe C_Φ coupe la première bissectrice en un seul point, bien qu'elle possède une pente supérieure à l'unité.
- Si $\Phi_{\min} < \Phi_t < \Phi_{\max}$, alors la probabilité de dévaluation π_t peut prendre trois valeurs $\pi_1(\Phi) < \pi_2(\Phi) < \pi_3(\Phi)$.

Dés lors, nous pouvons conclure que seulement pour une frange de fondamentaux, ni trop bons, ni trop mauvais, la crise sera auto-réalisatrice vu la présence de la multiplicité des équilibres. Dans ce cas, les courbes $C_{\Phi_{\min}}$ et $C_{\Phi_{\max}}$ sont des tangentes à la première bissectrice respectivement en π_{\min} et π_{\max} . Alors, les deux conditions de tangentes qui déterminent Φ_{\min} et Φ_{\max} sont :

- Détermination de Φ_{\max} (voir annexe) :

$$\begin{cases} \pi_{\max} = F(\alpha\pi_{\max} - \Phi_{\max}) \\ 1 = \alpha f(\alpha\pi_{\max} - \Phi_{\max}) \end{cases} \quad (22)$$

Pour $(\Phi_{\max} < \alpha\pi_{\max})$, alors (22) nous donne :

$$\Phi_{\max} = \alpha F[f^{-1}(1/\alpha)] - f^{-1}(1/\alpha)$$

avec, $f^{-1}(\cdot) : [0, f(0)] \rightarrow R^+$ est la fonction inverse de $f(\cdot)$ qui prend des valeurs positives.

³⁰ Les paramètres structurels sont α et σ (écart-type de la fonction de densité de la loi normale centrée).

- Détermination de Φ_{min} (voir annexe): par analogie à ce que nous venons de faire, pour ($\Phi_{min} > \alpha\pi_{min}$), nous aurons :

$$\Phi_{min} = \alpha F[-f^{-1}(1/\alpha)]_+ f^{-1}(1/\alpha)$$

Dés lors, l'intervalle dans lequel les équilibres multiples se produisent est :

$$\alpha F[-f^{-1}(1/\alpha)]_+ f^{-1}(1/\alpha) < \Phi_t < \alpha F[f^{-1}(1/\alpha)]_- f^{-1}(1/\alpha)$$

En résumé, nous pouvons dire que deux conditions sont mises pour la multiplicité des équilibres. Une première condition nécessaire ($\alpha f(0) > 1$) est liée aux paramètres structurels du modèle. Une deuxième condition suffisante ($\Phi_{min} < \Phi_t < \Phi_{max}$) est liée à la variation dans le temps des fondamentaux. Toutefois, quand les fondamentaux sont soutenus ($\Phi_t > \Phi_{max}$), la probabilité de dévaluation admet une seule valeur qui tend vers zéro (mais pas égale à zéro puisque l'hypothèse d'un régime parfait n'est pas réaliste). Symétriquement, quand les fondamentaux sont faibles ($\Phi_t < \Phi_{min}$), la probabilité de dévaluation admet aussi une seule valeur qui tend vers 1. Ainsi, le gouvernement va sans doute dévaluer dans la période suivante sauf si la réalisation d'un choc positif se réalise sur les fondamentaux.

Cependant, quand les deux conditions nécessaires et suffisantes sont satisfaites, à savoir l'existence d'une zone intermédiaire critique, la probabilité de dévaluation prend trois différentes valeurs ($\pi_1(\Phi)$, $\pi_2(\Phi)$, $\pi_3(\Phi)$). La parité fixe devient ainsi vulnérable à une attaque spéculative auto-réalisatrice dans la mesure où elle résulte non pas d'une modification des fondamentaux, mais d'un changement de comportement des opérateurs sur le marché des changes. L'attaque spéculative, même si elle est difficilement prévisible, n'est pourtant pas totalement aléatoire puisqu'elle résulte d'une fragilité antérieure de l'économie, c'est-à-dire de son entrée dans la zone à risque, induite par une dégradation antérieure de ses fondamentaux.

2.2.4. Evaluation empirique des modèles de bifurcation

Les travaux empiriques qui s'intéressent aux modèles avec clause de sortie, où on met l'accent sur la bifurcation des fondamentaux afin d'expliquer le changement dans les croyances du marché, ne sont pas nombreux dans la littérature des crises de change. Cela est dû à la difficulté de

l'estimation des modèles structurels non linéaires avec équilibres multiples. Jeanne (1997) estime un modèle avec clause de sortie pour la crise française en utilisant des données mensuelles de 1991 à 1993. Pour ce faire, il procède par maximisation de la fonction de vraisemblance. Bien qu'il y avait des périodes associées à une faiblesse des fondamentaux – notamment un taux de chômage élevé – Jeanne (1997) trouve que le saut dans les croyances qui a été réalisé en septembre 1992, au premier trimestre de 1993 et en juillet 1993, est bien interprété comme une attaque spéculative auto-réalisatrice. Ce qui est très intéressant c'est qu'il trouve que les fondamentaux bifurquent vers le mois d'août 1992 juste avant la crise de septembre 1992.

Dans la lignée du travail de Jeanne (1997), tout récemment Ratti et Seo (2003) ainsi que Bratsiotis et Robinson (2004) tentent d'estimer un modèle structurel non linéaire avec équilibres multiples. Pour ce faire, Ratti et Seo (2003) utilisent des données coréennes relatives à la crise de change de 1997. L'estimation de leur modèle avec la méthode du maximum de vraisemblance fournit quelques évidences concernant la Corée qui s'est trouvée dans une zone d'équilibres multiples avec des spéculations auto-réalisatrices durant la période 1997 et 1998. En effet, leurs résultats suggèrent que la Corée a pu avoir été vulnérable aux équilibres multiples et aux spéculations auto-réalisatrices dès janvier 1997 durant les faillites bancaires. Ils montrent également que les fondamentaux de la Corée, sont entrés dans une zone d'équilibres multiples vers le mois d'octobre 1997 jusqu'à mars 1998. Cette situation réapparaît en mai et juin 1998 avant que les fondamentaux se stabilisent en juillet 1998. Ils concluent ainsi que leurs résultats confirment le rôle de la faiblesse des fondamentaux et des croyances auto-réalisatrices dans l'explication des crises de change.

Bratsiotis et Robinson (2004) considèrent un modèle de stabilisation de la dette sous un régime de change fixe, dans lequel une crise de change peut être due à une spéculation auto-réalisatrice suivant une bifurcation dans le comportement des fondamentaux. Ils construisent, dans un premier temps, un modèle théorique comme celui de Jeanne (1997) en modifiant les fondamentaux. Ils utilisent, en plus du taux de chômage, les dettes publiques. Dans un deuxième temps, ils exploitent le test paramétrique de Jeanne (1997) afin de tester la présence des croyances auto-réalisatrice durant la crise mexicaine 1994. Sur des données mensuelles pour la période de janvier 1993 à septembre 1995, leurs résultats suggèrent que des attaques spéculatives ont vu le jour dans la crise mexicaine. Ils trouvent aussi que la situation des équilibres multiples a été engendrée par la bifurcation dans les dettes publiques (tesebonos), le taux de change réel, le taux de chômage et le déficit de la balance commerciale.

Les conclusions ci-dessus ont été largement critiquées puisqu'elles sont présentées par défaut. En effet, dans ces travaux, on interprète l'excessive volatilité dans les anticipations de dévaluation comme l'évidence des équilibres multiples sans pour autant tester d'autres alternatives possibles. Pour Jeanne (2000), cette objection est très sérieuse parce que ces modèles avec des équilibres multiples peuvent être analogues à des modèles de fondamentaux avec apprentissage rationnel³¹.

Malgré ce développement intéressant dans la modélisation des crises de change, même les économistes qui supportent la thèse des spéculations auto-réalisatrices, expriment une certaine insatisfaction concernant l'état de la modélisation des équilibres multiples. En effet, il serait plus intéressant dans ces modèles de bifurcation, de relier la variable « tache solaire » qui coordonne les anticipations de tous les participants du marché pour sauter d'un équilibre à un autre, à un événement qui est publiquement observable. Quelques travaux ont été réalisés dans cette direction (Masson, 1999a ; Change et Majnoni, 2002 ; Botman et Jager, 2002). En s'inspirant des modèles avec clause de sortie, ces travaux ajoutent à la contribution de la bifurcation, une modélisation théorique du mécanisme de la contagion.

3. La contagion dans les modèles avec clause de sortie

Dans les pages qui précèdent, nous avons abordé la question de la difficulté de l'explication de la coordination des acteurs dans le contexte de multiplicité des équilibres. Nous avons présenté ainsi les principaux travaux qui ont tenté d'explicitier les mécanismes de la coordination. Nous avons distingué deux approches : La première a discuté le comportement mimétique des acteurs dans un environnement dicté par l'asymétrie et l'imperfection d'information. La deuxième approche relie la variable « tache solaire » (une variable exogène, non pertinente par définition qui coordonne implicitement les anticipations des acteurs) au comportement dynamique des fondamentaux. Ce dernier est publiquement observable, ce qui permet d'explicitier partiellement cette variable tache solaire. Nous avons ainsi accordé une attention particulière au modèle de bifurcation de Jeanne (1997). En effet, des fondamentaux qui ne sont ni mauvais, ni bons, peuvent être l'évènement observé par tous les participants du marché, qui les incite à coordonner et attaquer suite à une

³¹ Voir la section 2.1 de ce chapitre pour une description de ce type de modèle.

bifurcation. Dès lors, nous assistons à un saut entre les équilibres lié au changement du comportement des opérateurs, ce qui caractérise la crise auto-réalisatrice.

L'explication partielle de la tache solaire par la bifurcation laisse encore une indétermination dans la littérature sur les crises de change. La nécessité de relier cette variable à un événement publiquement observable, a poussé les travaux en la matière vers la question de la contagion. Les modèles avec clause de sortie fournissent un cadre naturel dans lequel nous pouvons réfléchir sur la question de la contagion (Jeanne, 2000). En effet, plusieurs travaux sur la contagion adoptent cette approche avec clause de sortie. Le pionnier était Masson (1998, 1999a) qui suppose que la contagion peut être considérée comme la conséquence d'une situation d'équilibres multiples.

Par analogie à la littérature des crises bancaires (Diamon et Dybvig 1983), Masson (1998, 1999a) s'affranchit, lui aussi, des explications de type « tache solaire ». Si cette dernière qui coordonne les anticipations du marché, est corrélée entre un ensemble de pays, on peut assister à l'occurrence de plusieurs crises en même temps dans des différents pays indépendamment de leurs caractéristiques fondamentales – sachant bien évidemment que les fondamentaux de ces pays sont dans une zone d'équilibres multiples. En effet, la contribution du travail de Masson (1999a) était de considérer qu'une crise dans un pays voisin (constituant une variable exogène, publiquement observable) peut coordonner aussi les anticipations des acteurs en les polarisant vers le mauvais équilibre avec attaques spéculatives. La crise auto-réalisatrice tend alors à devenir systémique (Jeanne, 2000). Masson a qualifié ce phénomène de « contagion pure ». Cette qualification est liée au fait que c'est une contagion qui n'est pas expliquée ni par des interdépendances avec le pays originaire de la crise, ni par des problèmes de fondamentaux du pays contaminé. En fait, la contagion est définie par Masson comme un phénomène incluant des changements dans les anticipations du marché, qui n'est pas expliqué par la bifurcation dans les fondamentaux macroéconomiques. Néanmoins, ces derniers doivent être dans une zone critique afin de s'assurer de la multiplicité des équilibres.

Le modèle de Masson (1999a) est considéré dans la littérature comme une extension des travaux de la deuxième génération avec les modèles de type « tache solaire » qui sont caractérisés par la possibilité de plusieurs équilibres et des attaques spéculatives auto-réalisatrices. En fait, les modèles de ce type seulement sont capables de produire la vraie contagion ou contagion (Masson, 1998). Cependant, une meilleure implication des modèles de type « tache solaire » ne se fait que si nous exigeons une certaine frange de fondamentaux (Jeanne, 1997). Dès lors, le modèle de Masson

(1999a) ne permet pas de prévoir le « timing » du saut entre les équilibres, mais il présente une possibilité de prédiction concernant la vulnérabilité à la contagion.

3.1. Le modèle de Masson (1999a)

Masson (1999a) propose dans son modèle un ensemble d'explications pour la transmission de la crise mexicaine à plusieurs autres pays émergents de la région : une première explication est le choc commun affectant tous les pays, théorisé sous le nom d'effet de mousson (par exemple : un brusque changement dans le taux d'intérêt (ou de change) des Etats Unis). La deuxième explication est l'effet des répercussions (*spillovers*) à travers les liens commerciaux. La dernière explication est la contagion discutée ci-dessus. Seule la dernière explication est considérée comme la vraie contagion. Elle peut résulter d'un saut entre les équilibres, déclenché par une crise dans le reste du monde.

3.1.1. Modèle avec clause de sortie pour une seule économie contaminée

A l'instar du modèle de Jeanne (1997), Masson a développé un modèle simple avec clause de sortie. Pour ce faire, il se base, sur un modèle de balance de paiement avec deux pays A et B. Il a exprimé les bénéfices totaux b_t , pour le maintien de la parité, en fonction d'un ensemble de variables fondamentales clés :

$$b_t = T_t - r^* D + R_{(t-1)} - \bar{R} \quad (23)$$

avec, T_t : le solde commercial.

r^* : le taux d'intérêt étranger.

D : le niveau d'endettement externe.

R_t : le niveau de réserves de change.

\bar{R} : le niveau seuil des réserves. En fait, les autorités monétaires se contentent de défendre la parité jusqu'à ce seuil.

Il est clair pour Masson, comme c'est le cas pour Jeanne (1997), que ces fondamentaux n'agissent pas d'une manière déterministe (comme dans Krugman, 1979). En effet, l'origine de la baisse des réserves repose essentiellement sur l'évaluation subjective des investisseurs internationaux de la solvabilité du pays. Cependant, la taille des dettes extérieures D , considérée par

Masson comme exogène pour des raisons de simplification, est une variable cruciale dans la possibilité de la multiplicité des équilibres. En effet, une augmentation du taux d'intérêt, destinée à défendre la monnaie nationale implique simultanément un alourdissement de la charge de la dette externe, pouvant engendrer une chute des réserves de change et déclencher la crise d'une manière auto-réalisatrice.

Nous développons cette idée de Masson, dans ce qui suit, de façon plus formelle. Pour qu'un investisseur étranger, neutre vis à vis du risque, se place sur le marché domestique, il faut que la relation de la parité du taux d'intérêt (*PTI*) soit vérifiée :

$$r_t = r^* + \pi_t \delta \quad (24)$$

avec, r_t : le taux d'intérêt domestique³².

C'est à dire que cet investisseur demande à être rémunéré par un montant égal au taux international supposé sans risque, plus une compensation égale à la probabilité de dévaluation π multipliée par la taille de dévaluation δ . Ce montant reflète le risque de dévaluation. Cependant, dans Jeanne (1997), nous avons vu que la probabilité de dévaluation dépend aussi des fondamentaux futurs notamment le taux d'intérêt sur les dettes extérieures, anticipés par ces investisseurs internationaux. En fait, c'est cette dépendance qui donne lieu à des équilibres multiples.

En utilisant l'équation (10), Masson propose une équation centrale formellement identique à ce que nous avons vu chez Jeanne (1997). Nous rappelons que cette équation centrale exprime la probabilité d'une dévaluation, dans une seule économie :

$$\pi_t = \text{prob} [b_t < \alpha \pi_t] = \text{prob} [T_{(t+1)} - r^* D + R_{(t-1)} - \bar{R} < \alpha \pi_t]$$

Et puisque nous avons $\alpha = \delta D$, alors :

$$\pi_t = \text{prob} [T_{(t+1)} - (r^* + \pi \delta) D + R_t - \bar{R} < 0] \quad (25)$$

³² Pour savoir plus sur les variables π et δ , voir la section 2.2.1 de ce chapitre.

Nous constatons, à partir de l'équation (25), qu'une dévaluation est réalisée seulement quand les réserves de change à $t+1$ (tel que $R_{(t+1)} = T_{(t+1)} - (r^* + \pi\delta)D + R_t$) dépassent un certain seuil critique \bar{R} comme dans l'approche Krugman – Flood – Garber. La source de l'incertitude provient seulement du solde futur de la balance commerciale $T_{(t+1)}$. Ainsi, les autres variables macroéconomiques du modèle telles que les réserves de changes R_t , la dette D et le taux d'intérêt international r^* , sont parfaitement connues en t lors de la formation des anticipations.

3.1.2. La contagion dans le modèle de Masson

Nous introduisons dans ce qui suit, une interaction directe entre le pays A et le pays B. Pour des raisons de simplicité, nous supposons que les paramètres structurels (α et σ) du modèle sont identiques dans les deux pays.

Cependant, la balance commerciale dans le pays A est supposée dépendante du logarithme du taux de change réel (RER), dans lequel nous avons donné les poids w pour le pays B, x pour les Etats Unis et ($u \equiv 1 - w - x$) pour le reste du monde. Les taux de change nominaux S_t^A, S_t^B, \bar{S}_t (le taux de change nominal du reste du monde est supposé fixe) sont les prix donnés en dollars de la monnaie domestique. Alors, une augmentation dans S (par la suite dans RER) est une appréciation.

Masson a supposé aussi que les monnaies de A et B sont initialement fixées en \$. Les prix dans ces pays sont supposés fixes, alors une dévaluation nominale produit une amélioration dans la compétitivité. Les équations pour la balance commerciale et le taux de change réel sont comme suit :

$$T_t^A = \bar{T} - \beta RER_t^A + \varepsilon_t^A \quad (26)$$

$$RER_t^A = S_t^A - wS_t^B - u\bar{S}_t \quad (27)$$

Des équations similaires existent pour le pays B³³.

Maintenant, l'évaluation de la possibilité de dévaluation est plus compliquée que pour un modèle à un seul pays puisqu'elle dépend de la possibilité de dévaluation pour le pays B donné par π_t^B .

³³ \bar{T} désigne simplement le solde commercial de long terme ou tendanciel.

$$\pi_t^A = (1 - \pi_t^B) \text{prob}_t[\bar{T} - \beta(S_t^A - wS_t^B - u\bar{S}_t) + \varepsilon_t^A - (r^* + \pi_t^A \delta)D^A + R_t^A - \bar{R} < 0] + \pi_t^B \text{prob}_t[\bar{T} - \beta(S_t^B - w\delta - u\bar{S}_t) + \varepsilon_t^A - (r^* + \pi_t^A \delta)D^A + R_t^A - \bar{R} < 0] \quad (28)$$

Ce modèle illustre trois canaux expliquant la coïncidence temporelle des deux crises dans les deux pays indépendants.

- Choc commun ou effet de mousson (*Monsoonal Effects*) qui peut prendre la forme d'un changement dans r^* (exp: taux d'intérêt d'Etats-Unis), ou \bar{S} (exp: taux de change dollar/yen).
- Les répercussions (*Spillovers*) saisies par une éventuelle dévaluation de la monnaie du pays B. En fait, ces répercussions sont anticipées et prennent la forme d'une évaluation de la perte de compétitivité future, par les investisseurs³⁴.
- Le dernier canal consiste en la possibilité d'anticipations auto-réalisatrices dans le pays A face à la multiplicité des équilibres puisque π_t^A figure aussi bien à gauche qu'à droite de l'équation (28). Dès lors la contagion pure (*True contagion*) est déterminée par les anticipations de dévaluations par le pays B « π_t^B » qui ont un effet direct sur π_t^A .

De la même manière que dans le modèle de Jeanne (1997), la situation des équilibres multiples n'est possible qu'à l'intérieur d'un intervalle $[\Phi_{min}, \Phi_{max}]$. Cependant, si au lieu de l'équation (21), nous procédons à une combinaison linéaire de (21) et d'une courbe décalée vers le haut par le montant $(\beta w \delta)$ (ce dernier reflète la perte de compétitivité due à une dévaluation possible du pays B), nous obtenons:

$$\pi_t^A = (1 - \pi_t^B) F(\alpha^A \pi_t^A - \Phi_t^A) + \pi_t^B F(\alpha^A \pi_t^A - \Phi_t^A + \beta w \delta) \quad (29)$$

avec, $\Phi_t^A = \bar{T} - \beta(S_t^A - wS_t^B - u\bar{S}_t) - r^* D^A + R_t^A - \bar{R}$ et bien sûr $\alpha^A = \delta D^A$.

³⁴ Loisel et Martin (2001) ont discuté aussi ce type de répercussion qui mène à la vraie contagion.

Pour résoudre cette équation (29), Masson procède à des simulations. Il a conclu ainsi que face à un risque de dévaluation dans le pays B, reflété par une probabilité de dévaluation qui est ni négligeable, ni important, la solution de π_i^A est multiple (nous avons ainsi plusieurs équilibres). Cependant, si nous augmentons la probabilité π_i^B , la région des équilibres multiples dans A sera éliminée. La peur d'une dévaluation dans le pays B produit désormais un seul équilibre avec attaques spéculatives dans le pays A. C'est ce phénomène qui est qualifié de la contagion pure.

D'autres résultats sont trouvés sur la base d'une discussion des fondamentaux. Le plus important est le suivant : pour une certaine frange de fondamentaux (ni faibles, ni bons), une probabilité de dévaluation importante dans le pays B mène le pays A à une situation de multiplicité d'équilibres par le fait qu'il est rationnel pour les investisseurs d'attaquer les monnaies de deux pays simultanément. Ainsi, la contagion augmente la possibilité des attaques spéculatives auto-réalisatrices puisque la frange des fondamentaux, dans laquelle la multiplicité est possible, est augmentée implicitement dans le pays A.

D'après Goldestein et Pauzner (2004), la récente littérature sur les crises financières en générale et les crises de change en particulier, a fourni des fondements théoriques propres à la contagion et à la crise auto-réalisatrice. Masson (1999a) est le pionnier qui a combiné ces deux concepts à savoir la contagion et le mécanisme des attaques auto-réalisatrices, bien que cette combinaison soit désormais rarement étudiée dans la littérature. En effet, Masson a conçu la contagion d'une manière très simpliste en se basant sur les modèles de type « Tache solaire ». Il fournit aussi une possibilité de se repérer à une frange de fondamentaux pour laquelle l'économie est vulnérable à la contagion. Dès lors, le gouvernement pourrait en profiter comme outil de prévention des crises.

Toutefois, ce travail admet aussi quelques limites. Masson a discuté la possibilité qu'une crise auto-réalisatrice serait due à la contagion. En effet, cette crise est caractérisée par la coordination dans les anticipations dictée par une crise dans le reste du monde. Mais, il n'a pas explicité le mécanisme de cette coordination. En d'autres termes, il n'a pas pu expliquer pourquoi tel pays plutôt qu'un autre a été victime de cette pure contagion. La littérature a présenté ainsi d'autres travaux qui ont tenté d'expliciter les mécanismes de cette coordination en présence d'une crise dans le reste du monde. Nous allons discuter dans ce qui suit les principaux travaux qui utilisent les modèles avec clause de sortie comme un point de départ pour leur investigation.

3.2. Explication du phénomène de la contagion

D'après Masson (1999b), il y a au moins trois autres explications de la contagion pure. La première est celle des modèles de « *wake-up-call* » qui sont une alternative au modèle de Masson (1999a). En fait, une crise dans le reste du monde n'est qu'un signal d'alarme (*wake-up-call*) qui incite les marchés financiers à réexaminer les données fondamentales d'autres pays³⁵. La deuxième explication est fournie par le rôle de l'asymétrie d'information et de l'hétérogénéité des investisseurs face à une crise dans le reste du monde. Enfin, la troisième explication est donnée à travers le facteur risque qui joue un rôle important dans le rééquilibrage des portefeuilles. Cette explication nous amène à discuter l'importance de la diversification dans la réalisation de la contagion. Nous discutons dès lors, le rôle de la structure de l'information dans le comportement stratégique des acteurs dans le contexte de la contagion.

3.2.1. Les modèles « *wake-up-call* »

La contagion discutée par Masson (1998,1999a) semble être compatible avec l'hypothèse de « *wake-up-call* » de Goldestein (1998). Dans ce cas, le mécanisme de la polarisation des anticipations sur le mauvais équilibre avec attaque spéculatives, peut être expliqué par les nouvelles informations apportées par une crise dans le reste du monde. En effet, cette crise provoque une prise de conscience soudaine et unanime de la mauvaise santé des fondamentaux des autres pays. Par la suite, les pays dont les fondamentaux sont médiocres risquent de subir des effets de contagion dus à un changement d'opinion du marché.

La crise asiatique fournit une illustration très plausible de cette hypothèse de Goldestein. A la veille de la crise, les investisseurs ne pensaient qu'au miracle asiatique. Toutefois, la crise en Thaïlande a été un signal d'alarme qui les a conduit à prendre conscience des faiblesses des systèmes financiers et bancaires du reste des pays de la région comme l'Indonésie, la Corée et la Malaise.

Chang et Majnoni (2002) ont étudié la contagion à partir d'un modèle théorique de bifurcation. Leur modèle envisage que la réalisation de la contagion peut être due à des anticipations auto-réalisatrices accouplées à une faiblesse dans les fondamentaux. En effet, la

³⁵ L'hypothèse est celle de Goldestein (1998).

probabilité d'une crise dépend des croyances des investisseurs qui sont désormais véhiculées à la fois par les fondamentaux et par une variable « Tache solaire ». Et puisque cette dernière est exogène pour tous les pays, alors des crises liées aux anticipations peuvent être contagieuses. En effet, les investisseurs dans ce cas, rationalisent leurs nouvelles croyances sur les fondamentaux des autres pays, ce qui facilite leur contamination. Même dans le cas où les investisseurs ne sont pas en mesure de déterminer les causes de la première crise (crise par les fondamentaux ou crise par le mimétisme), Chang et Majnoni (2002) supposent que leur coordination se fait mimétiquement, ce qui entraîne la contagion à « la Masson ».

Dans le prolongement de l'hypothèse de Goldestein (1998), certains auteurs ont abordé la question de la similarité des fondamentaux et son rôle dans la vulnérabilité pour la contagion. Cette question est connue dans la littérature, sous le nom de « la faiblesse commune » ou « *common weaknesses* ». Ahlualia (2000) a utilisé ce concept pour discuter l'hypothèse de « *wake-up-call* ». Il a démontré que la similarité, en terme de fondamentaux, avec le pays originaire de la crise (*ground-zero country*) rend le pays beaucoup plus vulnérable aux changements dans les anticipations. En d'autres termes, une crise dans un pays peut servir de signal d'alarme pour les investisseurs qui se concentrent sur les faiblesses macroéconomiques communes et similaires entre ce pays originaire et les autres pays. Ce comportement permet désormais de discriminer les pays qui sont les plus vulnérables. Nous relevons ainsi un mécanisme qui pourrait expliquer la coordination des investisseurs dans le cas d'une crise dans le reste du monde. Toutefois, ce mécanisme n'a pas été fréquemment exploité dans la littérature bien qu'il soit très probable surtout dans les marchés émergents. En effet, ces marchés sont caractérisés par de faibles niveaux de confiances ainsi que par un comportement très volatil des investisseurs.

Cependant, pour Masson (1999b) la similarité des fondamentaux ne constitue pas une explication convaincante de la contagion pure, dans le sens où certains pays contaminés présentent des fondamentaux sains. En particulier, lors de la crise mexicaine, la similarité des fondamentaux entre les principaux pays de la région (Mexique, l'Argentine et le Brésil) n'était pas vérifiée.

3.2.2. Mimétisme et asymétrie d'information

La contagion peut également être expliquée par la théorie microéconomique du mimétisme. En effet, comme nous avons déjà vu dans la deuxième section, cette théorie implique une révision des anticipations de la part des participants au marché financiers, ce qui explique la coordination qui

mène au saut entre les équilibres. Dans ce même contexte, une crise dans le reste du monde pourrait être le point de départ qui oblige quelques investisseurs particuliers à se retirer du marché financier. Cette action est désormais observée par la totalité des participants. Ainsi, face à cette asymétrie d'information, chaque opérateur se trouve conduit à adopter un comportement aveugle (*Herd Behavior*) en s'alignant sur les croyances des autres, ce qui permet de focaliser les anticipations sur l'équilibre avec attaque. En toute logique, cette explication pourrait refléter le mécanisme de la coordination, face à une crise ailleurs, qui mène à la contagion pure.

Drazen (1999) considère que les modèles de comportement mimétique et grégaire, est pertinent dans le cas où les investisseurs seraient différemment informés. Toutefois, ce type de comportement est plus facilement vérifiable sur un seul marché plutôt que d'un marché à un autre. L'observation de comportements grégaires opérant entre des marchés différents impose en effet certaines contraintes :

- Les modèles de comportements grégaires reposent sur des différences significatives dans l'information privée des agents, ce qui est loin d'être clair pour les différences informationnelles entre les investisseurs dans les monnaies majeures.
- Les modèles de comportement grégaire se caractérisent par une dynamique séquentielle du comportement des investisseurs. Cette dynamique séquentielle est engendrée en fait par la hausse des coûts de transactions. Cependant, les marchés de change étrangers ne présentent pas des coûts de transactions élevés pour les investisseurs.

Cependant, en supposant la rationalité des investisseurs, Calvo (1999) tente d'examiner le rôle de l'asymétrie de l'information dans le cas d'une crise dans le reste du monde. En effet, il étudie le comportement de spéculateurs rationnels imparfaitement informés au sein du marché boursier américain face à la crise russe. Pour ce faire, il utilise un modèle théorique avec une population hétérogène du marché financier. Cette population comporte des spéculateurs informés et d'autres non informés. Ceux qui sont informés émettent des signaux qui ne sont pas reliés aux fondamentaux. Ces signaux sont représentés par les ventes des actifs de quelques pays émergents pour d'autres motifs (comme les appels de marge). Face à la crise russe, cette action peut être interprétée par les spéculateurs non informés, comme un signal de la faiblesse dans les rendements futurs de ces pays, ce qui les incite à réagir sévèrement en se retirant. Ce sont ces brusques retraits

qui ont provoqué le saut vers le mauvais équilibre dans ces pays émergents. Ainsi, ces pays ont été contaminés par la contagion de la crise russe.

Outre ces explications avec l'asymétrie de l'information, plusieurs autres travaux ont essayé de chercher d'autres mécanismes de coordination des acteurs dans le contexte de la contagion pure. La contagion politique est l'une des plus suggestives. En s'inspirant de la crise du SME (1992-1993), Drazen (1999) a développé un modèle théorique qui suppose que le maintien du taux de change fixe est dicté principalement par des pressions politiques. Dès lors, quand un pays décide d'abandonner sa parité, les coûts politiques pour les autres pays se réduisent. Ainsi, les investisseurs conscients jugent que les pertes économiques dues au maintien du taux de change, deviennent trop importantes par rapport aux gains. Ils attribuent alors une grande probabilité à une dévaluation future et se retirent afin de minimiser les pertes en capital.

3.2.3. Risque, diversification et information incomplète

Dans un contexte de multiplicité des équilibres et d'anticipations auto-réalisatrices, Masson (1999b) souligne le rôle du risque comme facteur clé qui permet de comprendre la coordination des investisseurs suite à une crise dans un autre pays. En effet, Flood et Marion (1996, 2000) montrent que le changement des croyances du marché concernant la prime du risque, peut engendrer des attaques spéculatives auto-réalisatrices sur la monnaie. Afin d'illustrer ce point, ils considèrent un modèle de première génération (approche Krugman-Flood-Garber) où ils incorporent une prime du risque dans la fonction du rendement des actifs financiers. Cette prime, considérée comme une composante endogène, introduit une non linéarité dans le marché des actifs et fournit, par conséquent, un mécanisme à travers lequel une situation d'équilibres multiples peut être réalisée même quand les autorités monétaires ne change pas d'attitude vis-à-vis d'une éventuelle attaque spéculative. En effet, dans cette approche, les équilibres multiples sont obtenus entièrement à travers le comportement spéculatif du marché et ne dépendent pas de la réaction du gouvernement face au comportement du marché. Choueiri (2002) utilise le modèle de Flood et Marion (1996) afin d'étendre l'analyse en introduisant la contagion à travers la prime du risque : une crise de change dans un pays affecte d'autres pays en causant une augmentation dans leurs primes de risque relatives aux obligations. D'après Choueiri (2002) ce mécanisme de transmission est dû au

comportement aveugle (*herding behavior*)³⁶ et non pas à la « contagion fondamentale »³⁷. Afin de montrer théoriquement ce type de contagion, elle considère des investisseurs internationaux qui diversifient le risque en détenant des actifs dans plusieurs marchés émergents (diversification du portefeuille). Dès lors, dans un environnement incertain, une crise dans un pays incite ces investisseurs à rééquilibrer leurs portefeuilles en se retirant d'un autre marché dont les actifs sont libellés en une monnaie positivement corrélée avec la monnaie du pays originaire de la crise. Cela se traduit par une augmentation de la prime du risque qui figure dans la fonction de rendement des actifs de ce marché, ce qui déclenche un effet de contagion. Elle distingue ainsi théoriquement trois types d'équilibre selon le degré d'aversion pour le risque de l'investisseur : un équilibre de non crise dans lequel la crise n'est pas transmise puisque les investisseurs ne sont pas averses au risque. Un équilibre de crise dans lequel la contagion est inévitable si les investisseurs sont fortement averses au risque. Enfin, pour une frange intermédiaire du degré d'aversion, l'économie est en équilibre dans lequel une crise est contagieuse seulement si les fondamentaux sont fragiles. En confrontant son modèle avec des données mensuelles du Mexique et de l'Argentine sur la période 1991-1995, Choueiri (2002) trouve que la solution du modèle est caractérisée par des équilibres multiples du même type que celui que nous avons discuté ci-dessus. Les résultats de la simulation montrent par ailleurs que la contamination de l'Argentine en 1995 par la crise mexicaine 1994, révèle une combinaison entre l'aversion pour le risque des investisseurs et la faible crédibilité du régime de change argentin. Il en résulte alors que la crise en Argentine ne pourrait être attribuée à un effet de contagion (sans contribution du rôle des fondamentaux) que si les investisseurs sont excessivement averses au risque.

En plus du rôle du risque dans le comportement stratégique des acteurs et notamment la polarisation vers le mauvais équilibre, Botman et Jager (2002) ajoutent les problèmes de la coordination entre les spéculateurs. Ils étendent la forme linéaire du modèle de Krugman (1979) à plusieurs pays en ajoutant l'hypothèse de communication imparfaite entre les spéculateurs. Dans ce modèle, la coordination entre les spéculateurs est importante lorsqu'un point focal aura émergé même si les spéculateurs observent des fondamentaux faibles. Ainsi, le moment d'une attaque réussie – identifiée par une dévaluation de la monnaie – dépend des croyances initiales qui vont éventuellement devenir le point focal, le degré d'imperfection de la communication, le taux de

³⁶ L'augmentation des primes du risque peut être expliquée également par la fuite vers la qualité de la part des investisseurs internationaux. Choueiri (2000) ne considère pas cette supposition puisque la dévaluation russe en 1998, a engendré une augmentation des primes de risque dans des pays d'Amérique latine et de l'Europe de l'est.

³⁷ Pour plus de discussion de ce type de contagion, voir le chapitre suivant.

création de crédit et le nombre de pays dont la monnaie est surévaluées³⁸. La sélection de l'équilibre est alors fondée sur une modélisation explicite des dynamiques des croyances des participants au marché hétérogènes et non pas sur une variable hypothétique comme la tache solaire (Cornand, 2005).

Récemment, en s'inspirant de la théorie des jeux globaux développée par Carlsson et Van Damme (1993)³⁹, de nouveaux travaux ont fourni une contribution très importante et révélatrice à la question de la coordination des acteurs (Morris et Shin, 1998) notamment dans le contexte de la contagion pure. Goldestein et Pauzner (2004) s'affranchissent de la question de la contagion en essayant d'endogénéiser entièrement l'élément externe de la coordination lors d'un épisode spéculatif en s'inspirant du travail de Morris et Shin (1998). Pour ce faire, ils ont exploité le rôle de la structure d'information notamment l'information incomplète sur l'état des fondamentaux⁴⁰ qui agit d'une manière significative sur le comportement stratégique des investisseurs internationaux. En effet, l'introduction d'une incertitude sur l'état des fondamentaux – l'information devient incomplète⁴¹ – permet d'éviter la situation des équilibres multiples et par conséquent on peut déterminer lequel des équilibres sera réalisé. De ce point, Goldestein et Pauzner (2004) montrent qu'un groupe des investisseurs qui investissent dans deux pays différents – hypothèse de diversification – dont les fondamentaux sont indépendants, peut provoquer de la contagion entre ces deux pays : la réalisation d'une crise dans un pays réduit le bien être des investisseurs et les rend plus averse au risque, ce qui réduit la motivation d'investir dans le deuxième pays puisque cela expose à un risque stratégique associé à l'ignorance du comportement des autres agents. En effet, si les investisseurs ne se coordonnent pas, nous nous retrouvons dans un jeu à information incomplète. Dans ce cas, un investisseur peut avoir plus de rendement s'il maintient ses actions dans le 2^{ème} pays à condition que les autres investisseurs maintiennent aussi leurs actions. Dès lors, une coordination vers le mauvais équilibre avec attaques spéculatives se réalise, ce qui augmente la probabilité de l'occurrence d'une crise dans ce 2^{ème} pays. L'évaluation de la probabilité de l'équilibre de crise par

³⁸ Voir Botman et Jager (2002) pour plus de discussion du mécanisme de l'attaque en fonction de tous ces facteurs.

³⁹ Voir Cornand (2005) pour plus de discussion sur les différents concepts de la théorie des jeux notamment les jeux globaux.

⁴⁰ Cornand (2005) passe en revue les principaux modèles d'attaque spéculative sous forme de jeux de coordination en information incomplète.

⁴¹ Chaque spéculateur peut connaître l'état des fondamentaux mais ne sait pas que les autres le connaissent (Cornand, 2005). L'hypothèse de la connaissance commune qui mène, dans un jeu stratégique entre les investisseurs et le gouvernement, à une situation d'équilibres multiples, n'est plus vérifiée dans ce cas.

Goldstein et Pauzner (2004), a permis en effet de saisir explicitement la « mécanique » de la contagion à « la Masson ».

Dans le même sens, Dasgupta (2001) utilise également les jeux globaux afin d'étudier la contagion à « la Masson ». Cependant, ce travail adopte une approche dynamique contrairement à Goldstein et Pauzner (2004). L'auteur a discuté les conséquences d'un choc endogène de liquidité, dans le contexte de la multiplicité des équilibres. En fait, à travers un modèle dynamique avec information incomplète et plusieurs banques, il a tenté de réduire cette multiplicité en faveur d'un seul équilibre avec attaque, ce qui lui permet d'explicitement la contagion pure. En d'autres termes, il a démontré que la contagion est possible dans un équilibre unique monotone (*unique monotone equilibrium*) de l'économie. La contagion n'est ainsi caractérisée que si cet équilibre existe. En outre, avec des expériences de simulation, il a démontré que l'intensité de la contagion augmente avec la taille de chocs de liquidité dans la région. Cependant, l'extension vers une approche dynamique qui modélise la contagion dans le contexte d'une crise de change, paraît intéressante et prometteuse pour les recherches futures.

En conclusion, cette revue des principaux travaux qui expliquent la contagion pure à « la Masson », montre que sous l'hypothèse de rationalité des investisseurs, nous ne pouvons pas omettre le rôle des fondamentaux dans le mécanisme de la contagion. Aussi bien qu'avec une explication à partir des modèles de « *Wake-up-call* » qu'avec une explication sous l'hypothèse de diversification des portefeuilles (exp : Goldstein et Pauzner, 2004), la contagion pure s'opère nécessairement avec une dégradation même minimale et sous-jacente des fondamentaux. Nous notons également le rôle de l'interdépendance. D'un côté les liens commerciaux sont un facteur essentiel dans la transmission de la crise. Il ressort alors du travail de Masson (1999a) l'obligation de discriminer entre les divers types de propagations afin de pouvoir expliciter et caractériser la vraie contagion. D'un autre côté, les explications par la diversification montrent que l'interdépendance financière (représentée par la diversification) bien qu'elle soit une source de transmission de la crise via les liens financiers, peut être également une source de contagion.

Conclusion du chapitre 1

A travers notre revue de la littérature, nous avons pu discuter les problèmes qui découlent des modèles macroéconomiques à équilibres multiples appliqués à la question des crises de change. En effet, l'indétermination de la variable « Tache solaire » est une source d'ambiguïté. Elle ne nous permet pas de comprendre par quel mécanisme les spéculateurs sont conduits à coordonner leur attaque au même moment. Une telle variable exogène, non pertinente par définition, coordonne mystérieusement et implicitement les anticipations des acteurs sur le marché financier, ce qui permet la polarisation vers le mauvais équilibre avec attaques spéculatives. Plusieurs travaux ont tenté d'explicitier cette variable. Obstfeld (1996), Cole et Kehoe (1996) et Jeanne (1997) représentent désormais le point de départ. Ils ont relié cette variable au degré de vulnérabilité des fondamentaux qui représente un événement observable. Cependant, leur analyse reste partielle et ne permet pas de lever totalement cette indétermination. Par ailleurs, ce type de modèle permet d'appréhender une modélisation théorique du phénomène de la contagion. En effet, une crise dans le reste du monde peut opérer à côté de la bifurcation des fondamentaux afin d'expliquer le changement des croyances des investisseurs. Masson (1999) modélise cette logique en utilisant un modèle avec clause de sortie dans le contexte d'une analyse en terme de coordination des spéculateurs. Nous avons passé en revue dès lors les principaux travaux qui essaient d'explicitier les mécanismes d'une telle contagion qualifiée de contagion pure. Nous avons montré ainsi que pour comprendre une telle contagion, nous devons tenir compte du rôle des fondamentaux et des facteurs d'interdépendance

En résumé, nous tirons à partir de notre chapitre premier trois principales hypothèses :

1. La contagion peut être caractérisée théoriquement à partir d'une modélisation des attaques spéculatives auto-réalisatrices. En effet, la coordination des spéculateurs vers l'équilibre avec attaques spéculatives peut être expliquée par la réalisation d'une crise dans un autre pays.
2. Dans le cadre des modèles avec clause de sortie, la contagion ne s'opère que dans le cas d'une zone intermédiaire des fondamentaux. En effet, les attaques spéculatives auto-réalisatrices dans ce cas, sont déterminées par une crise dans un autre pays cumulée à une dégradation sous-jacente des fondamentaux. Cela montre l'imbrication de ces deux facteurs

comme étant des déterminants des crises financières récentes notamment des crises des changes.

3. La modélisation avec clause de sortie montre également la diversité des sources de propagation. A coté de la contagion, nous pouvons avoir une transmission engendrée par de l'interdépendance commerciale. D'autres modélisations montrent que la contagion s'opère à travers de l'interdépendance financière représentée par la diversification des portefeuilles des investisseurs internationaux. Ces facteurs d'interdépendance s'imposent dès lors dans l'étude du processus de contagion.

Cependant, la littérature empirique relative à la contagion, n'est pas parvenue à s'unifier sur un seul mécanisme bien déterminé de la contagion, dans le contexte des récentes crises financières notamment des crises de change. En effet, la difficulté de cet exercice a obligé les spécialistes à se limiter seulement à l'identification de la contagion (Rigobon, 2003) abstraction faite des mécanismes derrière ce phénomène. Dans cette thèse nous proposons dès lors d'étendre l'étude de la contagion en tenant compte de l'interdépendance et en introduisant le rôle des fondamentaux. En tenant compte de la forte interdépendance aussi bien financière que commerciale dans le contexte d'une crise régionale, nous essayons, dans un premier essai, d'identifier la présence de la contagion parmi une diversité de mécanismes de transmission qui peuvent exister simultanément dans ce type de crises (chapitre 3). En partant de la problématique de la coordination des spéculateurs dans un modèle avec équilibres multiples, nous essayons, dans un second essai, de montrer l'imbrication entre les fondamentaux et la contagion dans la crise asiatique et plus particulièrement la crise coréenne. Cela pourrait être un support empirique aux recherches futures aussi bien théorique qu'empirique sur les mécanismes de la contagion.

A titre préliminaire, nous proposons dans le chapitre suivant de vérifier empiriquement la validité de l'importance de la dégradation des fondamentaux et la forte présence de l'interdépendance, dans le cadre des crises financières des années quatre-vingt-dix.

Annexes au chapitre 1

Détermination du gradient et équilibre unique :

Le gradient de $F(x_t)$ où $x_t = \alpha\pi_t - \phi_t$, est :

$$\frac{dF(x)}{d\pi} = \frac{\partial F(x)}{\partial \pi} \cdot \frac{\partial x}{\partial \pi} = \frac{\partial F(x)}{\partial \pi} \cdot \alpha$$

$F(x_t)$ est une fonction de répartition strictement croissante dont la fonction de densité de probabilité

de la loi Normale est donnée par : $f(x) = \frac{\partial F(x)}{\partial x}$

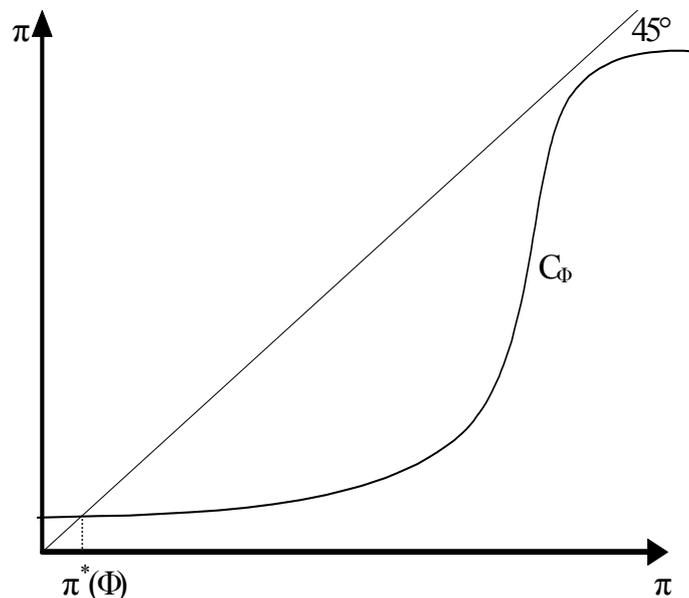
Dès lors, $\frac{dF(x)}{d\pi} = \alpha f(x)$.

Puisque $f(x)$ est une fonction Gaussienne standard, son maximum est obtenu pour $x = 0$. La pente de la tangente atteint alors sa valeur maximale à $\alpha f(0)$ pour $f(x) = 0$ quand $\alpha\pi_t = \phi_t$. Ainsi, la

pente de C_ϕ atteint son maximum à $\alpha f(0)$ au point $\pi_t = \frac{\phi}{\alpha}$.

Equilibre unique : si $\alpha f(0) < 1$, alors la courbe C_ϕ est strictement inférieure à 1. Dans ce cas, il y a un seul équilibre pour π à savoir $\pi^*(\phi)$. Il est déterminé uniquement par les fondamentaux ϕ :

Graphique (5) : Equilibre unique



Equilibres multiples :

Détermination du ϕ_{\max} : Pour $\phi_{\max} < \alpha\pi_{\max}$, on a :

$$1 = \alpha f(\alpha\pi_{\max} - \phi_{\max}) \Rightarrow \frac{1}{\alpha} = f(\alpha\pi_{\max} - \phi_{\max}) \Rightarrow \alpha\pi_{\max} - \phi_{\max} = f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)$$

$$\Rightarrow \pi_{\max} = \frac{1}{\alpha} f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right) + \frac{\phi_{\max}}{\alpha} \quad (1)$$

$$\text{Et } \pi_{\max} = F(\alpha\pi_{\max} - \phi_{\max}) = F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right) \quad (2)$$

$$\text{Dès lors, (1) et (2)} \Rightarrow \frac{1}{\alpha} f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right) + \frac{\phi_{\max}}{\alpha} = F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right)$$

$$\Rightarrow \phi_{\max} = \alpha F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right) - f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)$$

Détermination du ϕ_{\min} : Pour $\phi_{\min} < \alpha\pi_{\min}$, on a :

$$1 = \alpha f(\alpha\pi_{\min} - \phi_{\min}) \Rightarrow \frac{1}{\alpha} = f(\alpha\pi_{\min} - \phi_{\min}) \Rightarrow \alpha\pi_{\min} - \phi_{\min} = f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right) \quad (1)$$

$$\Rightarrow \pi_{\min} = \frac{1}{\alpha} f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right) + \frac{\phi_{\min}}{\alpha} \quad (1)$$

$$\text{Et } \pi_{\min} = F(\alpha\pi_{\min} - \phi_{\min}) = F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right) \quad (2)$$

$$\text{Dès lors, (1) et (2)} \Rightarrow \frac{1}{\alpha} f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right) + \frac{\phi_{\min}}{\alpha} = F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right)$$

$$\Rightarrow \phi_{\min} = \alpha F\left(f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)\right) - f^{-1}\left(\frac{1}{\alpha}\right)$$

CHAPITRE 2 : LES DETERMINANTS DES CRISES FINANCIERES RECENTES DES PAYS EMERGENTS

Introduction

Le travail de Masson (1999a) présenté dans le chapitre précédent, a mis d'une part l'accent sur la complémentarité de la contagion auto-réalisatrice⁴² et les fondamentaux et a montré d'autre part la présence des autres mécanismes de propagation des crises financières comme la contamination à travers une dévaluation concurrentielle ou un choc commun (*monsoonal effect*). Forbes et Rigobon (2001) ajoutent à ces deux derniers vecteurs le canal des liens financiers (Kaminsky et Reinhart, 2000) et définissent un processus d'interdépendance qui permet la transmission de la crise dans le cadre d'une contagion régionale. Cette interdépendance peut, en effet, transmettre des chocs locaux (exemple : choc dans un pays originaire de crise) ou globaux (exemple : choc mondial) à travers des liens commerciaux ou financiers. Ce type de transmission n'est donc pas considéré dans la plupart des travaux comme une contagion au sens stricte du terme (Dornbusch et alii, 2000). Elle est parfois qualifiée par la « contagion fondamentale » (*fundamentals-based contagion*, Kaminsky et Reinhart, 2000).

A l'instar de plusieurs travaux antérieurs, nous essayons, dans ce chapitre, de vérifier empiriquement l'importance de ce type de transmission, notamment pour les crises récentes (mexicaine 94, asiatique 97 et russe 98) qui tendent à être régionale plus que globale à l'exception de la crise russe (Glick et Rose 1999), vu la forte intégration financière et commerciale qui caractérise les pays affectés.

L'hypothèse que nous voulons tester, dans ce second chapitre est que nous pouvons gagner en pouvoir explicatif en combinant – plutôt qu'en opposant comme on le fait le plus souvent – les deux schémas d'interprétation des crises financières récentes basés soit sur les fondamentaux c'est-à-dire sur une explication qui privilégie la fragilité préexistante des économies affectées, soit sur la contamination à travers des mécanismes variés de contagion fondamentale. Notre intuition est que

⁴² Nous revenons à ce point, avec plus de détails, dans les deux chapitres suivants.

ces deux catégories de facteurs sont complémentaires et non alternatives. Notre contribution vise à étayer empiriquement cette intuition⁴³.

Pour ce faire, nous avons estimé et comparé entre elles trois spécifications économétriques résumant les différentes explications possibles de l'origine des crises. Chacune de ces spécifications considère comme variable endogène, un indice résumant le degré et l'intensité de la crise. Afin d'assurer la robustesse de nos conclusions, plusieurs indices synthétiques des crises sont utilisés. Néanmoins, nous n'avons pas utilisé une variable dépendante binaire dans nos estimations à la manière de Frankel et Rose (1996), parce que notre objectif n'est pas de prévoir la crise, mais plutôt de l'expliquer à partir de l'effet direct des variables explicatives.

En nous basant sur des tests statistiques des modèles emboîtés classiques et des comparaisons des simulations des modèles avec les valeurs réelles, nous avons pu dégager la spécification qui résume le mieux la réalité observée. Nous montrons que quelque soit l'indice utilisé pour définir la crise, nous retenons le modèle avec imbrication des facteurs relatifs aux fondamentaux et ceux relatifs aux mécanismes de propagation. Nous établissons ainsi la supériorité d'une analyse en terme d'imbrication de ces deux types de facteurs dans l'explication des récentes crises financières des pays émergents, ce qui montre l'importance des mécanismes d'interdépendance. A ce jour, des éléments de preuve de cette supériorité ont pu être obtenus à travers des études dans le contexte particulier de tel ou tel facteur (Fondamentaux versus contagion fondamentale). Notre contribution fournit cette preuve pour les deux facteurs et pour l'ensemble des crises financières majeures de ces 10 dernières années et les principaux pays affectés par ces crises.

⁴³ Nous reprenons dans ce chapitre les résultats de Ayadi, Khallouli et Sandretto (2006). Cependant, nous n'allons pas discuter ici la question de l'imbrication entre les facteurs endogènes liés aux fondamentaux des économies affectées et des facteurs exogènes liés à la contagion qui comprend également la contagion pure. Afin d'explicitier cette dernière, Ayadi, Khallouli et Sandretto (2006) ont poussé les interprétations de la significativité des liens financiers à travers un créancier commun. Il ont, en effet, considéré que la forte présence d'un créancier commun la veille d'une crise, autorise de conclure de la présence de la contagion pure en se basant sur les hypothèses de Goldestein et Pausner (2004) à savoir l'effet du risque dans une situation de diversification, et les avancés intuitives de Masson (1999b) et Kumar et Persaud (2001). Toutefois, dans ce chapitre, nous considérons la présence du créancier commun comme étant la preuve d'une forte interdépendance financière qui génère la propagation de la crise.

La suite de ce chapitre est organisée comme suit : la section 2 présente les différents canaux de la contagion fondamentale discutés dans la littérature. Dans cette section, nous passons également en revue des principales études empiriques. La section 2 explicite la méthodologie, discute les données et présente l'ensemble des résultats trouvés.

1. La contagion fondamentale

Nous distinguons dans la littérature empirique des crises financières et notamment des crises de change, deux ensembles de travaux : les travaux qui ont cherché dans les fondamentaux des causes possibles de la crise (Cartapanis et alii, 1998, Kaminsky et alii, 1998). Ils ont essayé, en effet, d'évaluer empiriquement les modèles dits de première génération ou les modèles dits de deuxième génération⁴⁴. Les travaux du deuxième ensemble ont lié, quant à eux, les crises de change à des canaux de propagation de la contagion vu la nature régionale des récentes crises. Ces travaux omettent souvent le rôle des fondamentaux et intègrent les variables macroéconomiques dans leurs estimations, seulement comme des variables de contrôle (Glick et Rose, 1998 ; Van Rijckeghem et Weder 2003).

La présence de ce clivage fondamentaux / contagion fondamentale, dans les travaux antérieurs, est due principalement à l'importance de la question de prévention des crises. En effet, c'est le type de diagnostic effectué qui va conditionner les thérapeutiques à mettre en place pour prévenir ou contenir les crises. Si les crises financières sont considérées comme étant liées principalement à des canaux de contagion, il convient de privilégier des solutions globales ou, à tout le moins, de s'appuyer sur le renforcement de la coordination internationale, notamment pour réduire les fluctuations excessives des taux de change et des taux d'intérêt. Nationalement, les pays fortement exposés au risque de contagion peuvent tenter de se soustraire à ce risque par des mesures de contrôle des mouvements de capitaux.

À l'inverse, si les crises sont produites par des causes endogènes (fondamentaux), alors la charge de la prévention et de la résolution des crises appartient à qui incombe la responsabilité de celles-ci : les pays émergents eux-mêmes, auxquels échoit la tâche de conduire la nécessaire « remise en ordre », le « nettoyage intérieur », le “*Good Housekeeping*”, de leur

⁴⁴ Cf. chapitre précédent pour une explication théorique de ces deux types de modèles.

économie (renforcement du contrôle prudentiel, meilleure gestion macroéconomique, etc.), afin d'éliminer ces causes de vulnérabilité.

1.1. Différents canaux de la contagion fondamentale

Cette perspective alternative à celle des fondamentaux attribue la responsabilité principale des désordres financiers récents à l'interconnexion – commerciale ou financière – des économies affectées avec le pays originaire de la crise (*'ground zero contry'*). Suite au déclenchement d'une crise dans un premier pays, cette interconnexion engendre souvent une forte volatilité des mouvements internationaux de capitaux, elle-même issue du changement de comportement des investisseurs internationaux, ainsi que des créiteurs communs face aux problèmes du risque et de liquidité.

Un trait commun aux crises financières des pays émergents dans les années 90 est en effet une hausse importante des entrées de capitaux à court terme pendant la période qui précède la crise, suivie par une inversion brutale de ces flux qui a quasiment toujours été l'élément déclencheur de la crise. Ainsi, par exemple, les apports de capitaux privés aux pays émergents qui avaient atteint 140 milliards de dollars en 1996 sont tombés à 40 milliards de dollars en 1997 et se sont totalement taris l'année suivante (BRI, 1999). Les prêts bancaires consentis aux pays d'Asie les plus durement touchés par la crise (Corée, Indonésie, Malaisie, Philippines et Thaïlande) se sont violemment contractés, passant de 49 milliards de dollars au cours du premier semestre de 1997 à -39 milliards pendant le 3^e trimestre 1997 et -96 milliards pendant le 4^e trimestre. Les prêts bancaires à ces pays qui avaient augmenté en 1996 de l'équivalent de 5,5 % de leur PIB ont diminué en 1997 de l'équivalent de 10 % du PIB (Ayadi et alii, 2006).

Le scénario considéré ici (crise causée par la propagation), implique que la situation d'un pays contaminé par la crise ne soit pas la cause déterminante. La transmission de la crise d'un pays à un autre tendrait à s'opérer par l'effet d'interdépendance, c'est-à-dire selon des mécanismes qui ne dépendent pas des caractéristiques fondamentales des économies affectées. En somme, dans les pays affectés par ce type de contagion, ce n'est pas la vulnérabilité de l'économie qui provoquerait la crise mais c'est la transmission de la crise qui dégraderait les fondamentaux des pays contaminés.

Dès lors, les mécanismes d'interdépendance ou de contagion fondamentale, traitent des chocs macroéconomiques communs dont leurs répercussions (*spillovers*) se situent – potentiellement – à l'échelle globale et des chocs locaux d'un pays à un autre pays « voisin » (de la même région), transmis à travers les liens commerciaux, le marché tiers et les liens financiers.

1.1.1. Chocs communs

La réalisation d'une crise simultanément dans plusieurs pays suppose qu'ils soient frappés par des chocs communs ou exposés à des éléments de vulnérabilité domestique similaires. 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 (Forbes et Rigobon 2000).

Ce mécanisme a été aussi développée par P. Masson (1998) sous le nom d'effet de mousson (*Monsoonal effet*) qui explique qu'un changement, apparemment anodin intervenu aux Etats-Unis, en Europe ou au Japon (exemple : une hausse du taux d'intérêt) peut provoquer une importante déstabilisation des pays émergents, tout particulièrement ceux dont l'économie est plus ouverte sur l'extérieur et fortement intégrée aux marchés internationaux de capitaux. Les chocs externes se transmettent à ces pays de manière amplifiée.

Un essai d'explication plus formelle est donné par Buitier et alii (1996). Ces auteurs ont utilisé un modèle de la politique de change avec « clause de sortie » pour analyser la propagation des crises de change dans un système à de $N+1$ pays dont N notés « la périphérie ». Les pays de la périphérie fixent leurs taux de change par rapport au $N+1^{\text{ème}}$ pays appelé « le Centre ». Ce dernier est plus averse au risque que les autres. Il témoigne par conséquent d'une mauvaise volonté à poursuivre une politique monétaire coopérative destinée à stabiliser les taux de change dans le système. En effet, il répond rapidement aux chocs externes négatifs (chocs communs) par une augmentation de son taux d'intérêt, ce qui induit les pays de la périphérie à reconsidérer leurs politiques de change. Si les pays de la périphérie coopèrent, ils peuvent ainsi trouver collectivement un optimum pour le système (un cas extrême de contagion). Cependant, seuls certains pays de la périphérie (ceux qui ont moins de tolérance pour une hausse du taux d'intérêt) vont coopérer afin de stabiliser leurs taux de change et la contagion sera, dans un premier temps, limitée à ce sous-ensemble seulement. Il en résulte une expansion monétaire et une dépréciation de la monnaie dans ces pays. Dans un second temps, le reste des membres de la périphérie se trouvent avec plus de

pressions pour le maintien du taux de change. Ces derniers décident dès lors de stabiliser leurs taux de change à l'instar des autres pays du système.

Ce mécanisme de chocs communs, semble avoir joué à la fois en 1994 lors de la crise mexicaine et en 1997 au moment de la crise asiatique. En outre, la hausse de la monnaie américaine par rapport au yen à partir de 1994 a pu aussi contribuer à dégrader la balance des opérations courantes de certains pays d'Amérique latine (même si l'appréciation du dollar ne suffit pas à expliquer le ralentissement des exportations)⁴⁵. La baisse profonde des prix mondiaux des semi-conducteurs en 1996 y a aussi contribué.

1.1.2. Liens commerciaux et marché tiers

En absence des chocs communs, un choc local comme par exemple une crise de change dans un pays («*ground zero country*») (Dornbusch et alii 2000), peut être transmis à d'autres pays voisins, à travers les liens commerciaux directs ou les liens commerciaux avec un marché tiers. Il s'agit en fait du lien commercial entre deux pays du fait qu'ils sont en concurrence sur un marché tiers. Ce mécanisme de liens commerciaux souligne le rôle des interdépendances commerciales.

En effet, une crise de change dans un pays affectera négativement tous les partenaires commerciaux. Une dépréciation réelle dans le pays en crise réduit les prix d'importation dans le second pays. Cela a aussi pour effet d'accroître les importations et contracter les exportations dans ce dernier pays. Ce qui réduit l'indice de prix de consommation et la demande de monnaie par les résidents (effet prix). Dès lors, les réserves des changes des pays partenaires tendent à s'épuiser. Il peut alors en résulter une crise de change (Gerlack et Smet, 1995). D'un autre côté, l'effondrement du taux de change peut aussi s'accompagner d'une compression des importations du pays en crise. Il en résulte un effet revenu « négatif » dans les pays partenaires provoqué par la contraction des débouchés vers le pays en crise. D'où un déficit commercial et une perte de réserve dans les pays voisins qui peuvent être à l'origine du déclenchement d'attaques spéculatives dans ces pays (FMI, 1999).

Cependant, Drazen (1999) considère que cette explication de la propagation de la crise suite à des externalités par les liens commerciaux bilatéraux ne peut pas être une explication générale. L'effet en serait de toutes façons limité lorsque le volume des échanges bilatéraux est modeste. Van

⁴⁵ Aglietta et alii (1997)

Rijckeghem et Weder (1999) considèrent également que ce mécanisme de transmission commerciale n'est sans doute pas prépondérant dans le cas des pays émergents, dans la mesure où leur commerce réciproque ne représente qu'une faible part de leur commerce total. Par conséquent, la transmission des crises de change entre pays émergents ne saurait résulter du seul mécanisme commercial. Mais les chocs peuvent aussi se transmettre indirectement par la concurrence sur les marchés des pays tiers. En effet, la dévaluation suite à une crise de change dans un pays réduit les exportations et accroît les importations des partenaires commerciaux. Cet engrenage de la contamination commerciale et cambiaire est un mécanisme traditionnel bien connu de transmission des difficultés économiques à l'œuvre dans la plupart des crises anciennes comme nouvelles. Cependant, ce mécanisme commercial ne peut pas expliquer la rapidité de la transmission qui caractérise les crises contemporaines.

1.1.3. Liens financiers

Vu l'importance de l'intégration financière qu'a connu le monde durant la dernière décennie, les liens financiers peuvent être aussi un autre canal de propagation des crises. En effet, une crise qui éclate dans un ou plusieurs pays peut inciter les investisseurs à rééquilibrer leurs portefeuilles dans un souci de gestion du risque ou de la liquidité. En fait, les investisseurs qui ont pris des positions sur un marché financier, cherchent généralement à compenser l'augmentation de leur exposition au risque. Cette compensation se fait par la vente des actifs dont le rendement est très variable et corrélé positivement au rendement des actifs du pays en crise. Ces investisseurs peuvent aussi être amenés à céder des actifs liquides pour d'autres motifs. Par exemple, lorsque la perte de valeur des actifs d'un pays en crise oblige un investisseur à mobiliser immédiatement des liquidités pour répondre à des appels de marge. Certains pays risquent donc de subir une hémorragie de capitaux sans rapport avec leurs données économiques fondamentales, pour la simple raison que leurs actifs sont jugés plus risqués à cause d'une crise survenue dans le reste du monde, ou tout simplement parce qu'ils sont plus liquides (FMI, 1999).

En s'inspirant des travaux qui ont cherché à expliquer l'influence des facteurs risque et liquidité sur le comportement des investisseurs (Goldfajn et Valdes, 1997 ; Edison et alii, 1998), certains travaux ont essayé, par ailleurs, de se focaliser sur le mécanisme des liens financiers afin d'expliquer la propagation de la crise (Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Pritsker, 2000 ; Allen et Gale, 1998).

Forbes et Rigobon (2000) ont distingué entre choc global de liquidité qui affecte simultanément les fondamentaux de plusieurs pays (ce choc est compatible avec l'effet de mousson discuté ci-dessus) et choc de liquidité qui incite les investisseurs à rééquilibrer leurs portefeuilles. Contrairement au premier, le second est endogène. Valdès (1997) est le premier qui a traité ce type de choc endogène. Il a développé un modèle dans lequel une crise dans un pays peut réduire la liquidité chez les participants au marché financier, ce qui les force à recomposer leurs portefeuilles. Ceux-ci vendent désormais des actifs dans d'autres pays afin de continuer à opérer dans le marché ou de satisfaire des appels de marges. Dans ce même contexte, Valdès a essayé d'expliquer la contagion entre les pays d'Amérique latine. Pour ce faire, il a étudié le comportement des investisseurs qui ont besoin de liquidité et qui opèrent sur des marchés présentant des problèmes de liquidités. Il a démontré ainsi que la probabilité de la réalisation d'une crise dans un pays est négativement affectée par le degré de liquidité d'autres pays.

Toutefois, d'après Kodres et Prisker (2001), ce facteur de choc de liquidité ne donne pas une explication complète de la contagion. En effet, dans ce cas, les participants au marché financier font appel à leurs actifs les plus liquides dans les marchés développés et non dans les marchés émergents. Ainsi, il est plus logique que les investisseurs rééquilibrent leurs portefeuilles, dans le cas du déclenchement d'une crise, par le motif du risque. Il est évident, tout de même, que ce facteur risque n'est plausible que si nous sommes en présence des investisseurs qui cherchent l'optimum à travers une diversification de leurs portefeuilles (Kyle et Xiong, 2000 ; Kodres et Prisker, 2001). Schinasi et Smith (1999) ont présenté un modèle de contagion relié aux imperfections du marché. Ils ont tenté d'expliquer pourquoi une crise dans un marché peut être associée à des ventes massives dans d'autres marchés indépendants. Ils ont conclu que cette contagion peut être très bien expliquée par le comportement des investisseurs qui cherchent l'optimum en vendant les actifs les plus risqués.

Cependant, ce facteur risque qui influence fortement le comportement des investisseurs internationaux, joue aussi un rôle important dans le comportement des crédateurs communs (Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Van Rijckeghem et Weder 2003), à travers la même logique. Les pays sont, également, interdépendants s'ils empruntent auprès des mêmes crédateurs. En effet, un pays avec un haut degré d'interdépendance avec un crédateur majeur qui souffre des conséquences d'une crise dans un autre pays, se trouve face à une forte chance d'être contaminé (Kumar et Persaud, 2001). Par analogie au comportement des investisseurs internationaux, lorsqu'une crise

éclate, les principaux créanciers des pays en crise réexaminent leurs investissements et se désengagent financièrement d'autres pays pour rééquilibrer leurs portefeuilles.

Pesenti et Tille (2000) considèrent deux pays A et B. Une crise de change dans A réduit la capacité des emprunteurs domestiques à rembourser leurs emprunts aux banques extérieures. Face à cette large part des prêts non performants, ces banques étrangères reconstruisent leur capital par la révocation de quelques prêts dans d'autres pays. Les emprunteurs dans le pays B souffrent du freinage des crédits (*crunch crédit*) causé par l'impact de la crise de change dans le pays A sur leurs créditeurs. Cette révocation permet de comprendre qu'il puisse y avoir une transmission régionale de la crise, même si les banques révoquent leurs prêts indistinctement à l'égard de tous les pays débiteurs. On peut ajouter que le freinage des crédits s'avère plus aigu dans les pays qui dépendent plus des banques qui encourent des grandes pertes dues à la crise initiale. Malgré l'importance des prêts bancaires pour les pays d'Asie durant la dernière décennie, le canal de la transmission de la crise via l'interconnexion avec les mêmes prêteurs, et en particulier les banques commerciales étrangères, reste souvent ignoré dans la littérature de la contagion des crises financières internationales (Kaminsky et Reinhart, 2000).

Cependant, le mécanisme des liens financiers semble avoir eu une certaine influence lors des crises asiatique et russe (FMI, 1999). En effet, le rôle central joué par la fuite des capitaux durant la crise asiatique suggère que ces liens étaient spécialement importants (P. Pesenti et C. Tille 2000). D'après Masson (1999b), les facteurs risque et liquidité avaient joué un rôle assez plausible lors de la crise Russe (1998). En effet, à la veille de cette crise, les banques internationales ainsi que les investisseurs institutionnels avaient souffert des importantes pertes causées par leurs investissements dans la monnaie Russe.

1.2. Revue des principaux travaux empiriques

Dans cette section, nous passons en revue les principaux travaux empiriques qui ont étudié les déterminants des crises financières récentes en intégrant des variables qui approximent les canaux de transmission de la contagion fondamentale⁴⁶. Nous nous concentrons principalement sur les techniques utilisées ainsi que les résultats empiriques trouvés concernant les canaux de la contagion fondamentale.

⁴⁶ Cf. Kaminsky et alii (1998) pour une revue exhaustive d'un ensemble de travaux empiriques précurseurs limités en général aux crises de change et sans intégrer les canaux de la contagion.

Eichengreen et alii (1996) ont essayé de vérifier si les incidences des attaques spéculatives tendent à être corrélées dans le temps afin de montrer la nature contagieuse de la propagation des crises. Ils ont proposé un test empirique original qui permet d'évaluer la probabilité de la réalisation d'une crise dans un pays à un moment donné, relative à l'incidence d'une crise dans un autre pays ailleurs, intervenue ou non, au même moment. En effet, ils ont estimé, à l'aide d'un panel de 20 pays industrialisés observés sur la période de 1959-1993, un modèle probit qui lie une variable dépendante ($Crise_{it}$)⁴⁷ à des variables macroéconomiques et une variable de contagion ($D(Crise_{jt})$)⁴⁸. Cette dernière n'est autre qu'un proxy de la réalisation d'une crise dans un autre pays j différent du pays i . Ils ont montré ainsi que des attaques spéculatives sur une monnaie étrangère augmentent la probabilité des attaques spéculatives sur la monnaie locale d'à peu près 8%. Malgré cette évidence de la contagion, Eichengreen et alii(1996) pensent que leur approche ne permet pas d'identifier le type de canal de transmission : canal commercial ou chocs communs. Kruger et alii (1998) considèrent, en effet, que cette difficulté provient essentiellement de la mesure utilisée de la contagion. Cette dernière est trop générale. Ceci conduit les auteurs à privilégier une approche régionale de la contagion. La variable ($D(Crise_{jt})$) n'est égale à l'unité que si le pays j appartient géographiquement à la même région du pays i . Les résultats obtenus à l'aide de données annuelles portant sur 19 pays en développement et couvrant la période 1977-1993, corroborent le caractère contagieux des crises de change. En adoptant la même mesure, Esquivel et Larrain (1998) montrent également sa significativité statistique à travers des estimations d'un modèle probit avec effets aléatoires en utilisant des données annuelles de 30 pays émergents pour la période de 1975-1996. Dès lors, vu la nature régionale de la contagion identifiée dans ces deux travaux, les liens commerciaux semblent être le canal le plus plausible pour la transmission des crises de change (Glick et Rose, 1999). Cette conclusion reste tout de même une interprétation subjective qui ne se base pas sur une mesure explicite des mécanismes de transmission. Cartapanis et alii (2002) proposent, des mesures différentes afin de mieux différencier ces deux mécanismes. Ils utilisent le taux d'intérêt américain comme un indicateur de l'effet de Mousson et ils supposent que le taux de change réel effectif permet de saisir les effets de répercussion (*spillovers*) engendrés par les liens commerciaux. En fait, les pondérations utilisées dans le calcul de cette variable, tiennent compte

⁴⁷La variable ' $Crise_{it}$ ' identifie les valeurs extrêmes d'un indicateur de pressions spéculatives (EMP) tel que :

$$\begin{aligned} Crise_{it} &= 1 && \text{si } EMP_{it} > 1.5\sigma_{EMP} + \mu_{EMP} \\ Crise_{it} &= 0 && \text{si non} \end{aligned}$$

⁴⁸ $D(Crise_{jt}) = 1$ si $Crise_{jt} = 1$ pour $j \neq i$
 $= 0$ si non

non seulement d'une perte de compétitivité commerciale vis-à-vis les Etats-Unis mais aussi vis-à-vis les partenaires commerciaux les plus importants.

Kaminsky et Reinhart (2000) utilisent la méthode des signaux⁴⁹ pour évaluer la capacité prédictive des canaux des liens commerciaux pour les crises de change. Leur analyse est basée sur la même définition de la contagion que celle d'Eichengreen et alii (1996) : il y a risque de contagion lorsque une crise dans le reste du monde augmente la probabilité d'une crise domestique. Empiriquement, pour déceler l'effet de la contagion, elles comparent la probabilité de la réalisation d'une crise domestique conditionnellement à la réalisation d'une crise ailleurs et la probabilité non conditionnelle. Une crise ailleurs est en effet considérée comme un signal d'une éventuelle occurrence d'une crise domestique⁵⁰. Dès lors, le risque d'une contagion transmise via le canal commercial, est identifié en calculant les probabilités conditionnelles pour un ensemble de pays avec une forte interdépendance commerciale. Kaminsky et Reinhart (2000) ont constitué des groupes de pays en se basant sur la nature du canal de transmission durant trois épisodes des crises : la crise mexicaine de la dette de 1982, la crise du peso 1994 et la crise asiatique 1997. En examinant les statistiques de commerce bilatéral, les auteurs ont pu identifier un groupe de pays qui inclut des membres du MERCOSUR (l'Argentine, le Brésil et l'Uruguay) et aussi le Chili. En ce qui concerne le canal des liens commerciaux avec le marché tiers, Ces auteurs tiennent compte de la similarité des exportations contrairement aux travaux antérieurs comme celui de Glick et Rose (1999). Ainsi, par exemple, la dévaluation de la monnaie d'un pays qui exporte de « la banane » aux Etats-Unis, n'affecte-t-elle pas les exportations des pays qui exportent des « semi-conducteurs » vers ce même pays. Dès lors, elles identifient un premier groupe qui inclut le Brésil, la Colombie, le Mexique et la Venezuela. Les Etats-Unis paraissent être l'unique marché tiers qui est fortement présent dans les exportations de ces pays. Ces derniers présentent également une relative similarité dans la structure de leurs exportations. De la même manière que pour les pays d'Amérique latine, les auteurs identifient un deuxième groupe de pays asiatiques qui sont concurrents sur un même marché tiers. Ce groupe contient la Malaisie, les Philippines et la Thaïlande. L'Indonésie est exclue puisque la structure de ses exportations est assez distincte des exportations des autres pays. Kaminsky et Reinhart trouvent ainsi que les résultats donnés par le groupe d'Amérique latine du commerce bilatéral s'avèrent meilleurs que les résultats fournis par les groupes du commerce avec le marché tiers. Ce qui signifie que lors de la crise mexicaine, la transmission s'est opérée à travers des liens

⁴⁹ Cf. Kaminsky et Reinhart (1998) ou Boyer et alii (2004) ou pour une présentation détaillée de cette méthode.

⁵⁰ Ce signal est considéré comme un bon signal s'il est suivi par une crise domestique dans les 24 mois suivants. Si non, ce signal est pris comme un mauvais signal.

commerciaux bilatéraux entre le Mexique et les pays de la région sans pour autant être accentuée par un effet de concurrence sur un marché tiers.

Par ailleurs, Kaminsky et Reinhart (2000) étudient également la capacité prédictive des liens financiers dans l'occurrence des crises de change. Elles ont montré, en se basant sur des statistiques des parts des actifs des banques japonaises et américaines dans les pays de l'Asie et de l'Amérique latine à la veille des crises mexicaine et asiatiques, qu'il y a un lien entre les banques japonaises et la majorité des pays asiatiques et de même entre les banques américaines et plusieurs pays d'Amérique Latine.

Kaminsky et Reinhart ont regroupé les pays de leur échantillon en deux groupes : celui qui emprunte le plus aux banques américaines et celui qui est lié fortement aux banques commerciales japonaises. Le premier groupe contient l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Mexique, l'Uruguay, le Venezuela et les Philippines. Le deuxième groupe inclut l'Indonésie, la Malaisie et la Thaïlande. Elles montrent que l'occurrence d'une crise dans un pays qui appartient à l'un de ces deux groupes, augmente significativement la probabilité conditionnelle de la réalisation d'une crise de change domestique dans les pays appartenant au même groupe. Elles montrent ainsi l'importance du canal des créanciers communs dans la transmission des crises de changes des pays émergents.

Toutefois, bien que les banques soient des créanciers communs importants, elles ne sont pas les seules à prêter aux pays émergents. Les flux d'investissements de portefeuilles vers les pays émergents ont connu une grande ascension dans les années 90. En effet, de la même façon qu'une banque commerciale peut retirer ses prêts de la Malaisie⁵¹ après la crise Thaïlandaise, un investisseur peut lui aussi choisir de se retirer du marché des actifs argentins après une dévaluation de la monnaie Mexicaine. Afin de saisir l'effet des facteurs de liquidité et de risque dans le comportement des investisseurs internationaux, Kaminsky et Reinhart (2000) forment deux groupes de pays en se basant sur deux critères :

- le degré de liquidité en analysant le profil des avoirs des fonds communs de placement de certains marchés émergents à la veille de la crise asiatique.
- la corrélation des rendements des actifs financiers.

⁵¹ Dans le sens où cette banque commerciale arrête d'emprunter en Malaisie.

Le premier groupe de pays, choisis sur la base de la liquidité comporte 4 pays du Sud-Est asiatique qui sont l'Indonésie, la Thaïlande, la Malaisie et les Philippines. Le second groupe, basé sur la corrélation des rendements inclut l'Argentine, le Brésil, le Mexique et le Pérou. Les auteurs montrent alors l'importance de ces facteurs risque et liquidité dans la transmission de la crise dans le cas d'une forte interdépendance engendrée par un degré élevé de diversification des portefeuilles. Toutefois, elles recommandent une certaine prudence en ce qui concerne ces conclusions puisque l'incidence des flux des portefeuilles des investisseurs n'est mise en évidence que pour les années 90.

Bien que les travaux discutés ci-dessus aient fourni une évidence empirique de la présence de la contagion fondamentale dans les crises de change, ils présentent tout de même deux limites :

- Les mesures utilisées pour approximer les canaux de transmission ne sont pas explicites. En effet, ces travaux expliquent la présence de la contagion par la transmission de la crise via les liens commerciaux ou financiers sans pour autant vérifier empiriquement ces liens.
- Ces travaux ne permettent pas de spécifier la nature des crises prises en considération. En particulier, ils ne nous permettent pas d'apprécier l'importance respective des différents canaux de transmission pour chaque crise. L'utilisation de la dynamique temporelle ne nous permet pas, par exemple, de discuter la spécificité de chacune des crises mexicaine, asiatique et russe.

En tenant compte de ces problèmes, les quelques travaux empiriques qui ont été menés, ont cherché à exploiter la dimension inter-individuelle. Ils cherchent alors à expliquer seulement les facteurs derrière l'incidence des attaques spéculatives dans un pays et non pas dans un autre pour un seul épisode de crise. Ces travaux explicitent souvent les canaux de transmission en les reliant au pays originaire de la crise 'ground zero country', ce qui fait que l'étude est focalisée seulement sur la variabilité de l'importance des canaux de transmission d'un pays à un autre à la veille de la crise. Dans la même logique, Glick et Rose (1998, 1999) construisent plusieurs mesures approximatives des débordements qui résultent des liens commerciaux directs ou avec le marché tiers. La plus importante est celle qui mesure le degré de concurrence dans les marchés d'exportation étrangers (marchés tiers) entre les pays originaires des crises étudiées et les autres pays contaminés⁵². Glick et Rose (1999) ont ainsi testé la significativité statistique des liens commerciaux dans un modèle probit estimé en utilisant des données annuelles en coupe transversale de 161 pays relatives aux 5 différents épisodes de crise : (1) la rupture du système de Bretton wood 1971, (2) l'effondrement de

⁵² Nous discutons avec plus de détails cette mesure dans la section suivante.

l'accord du « Smithsonian Institute » au cours de la période décembre 1971 à mars 1973, (3) la crise du SME 1992-93, (4) la crise mexicaine 1994-95 et (5) la crise asiatique 1997 - 98. Les premiers pays victimes pour chaque épisode de crise choisis par Glick et Rose (1999) sont alors: l'Allemagne en 1971-73, la Finlande pour la crise du SME (1992), le Mexique et la Thaïlande respectivement pour les crises de 1994 et 1997. Bien que les estimations en coupe transversale de Glick et Rose, ont fourni des résultats empiriques révélateurs concernant la transmission de la crise de change via le commerce international, ils n'ont pas pu, par ailleurs, tirer des conclusions pertinentes sur la contribution des variables macroéconomiques et financières dans la réalisation des attaques spéculatives. Les résultats n'ont pas changé aussi lorsqu'ils ont utilisé un modèle linéaire dont la variable dépendante est (EMP^{53}). En effet, le canal des liens financiers explique significativement aussi bien l'intensité des attaques spéculatives que l'occurrence des crises de change. Miyakoshi (2000) montrent ainsi qu'en plus de l'importance des liens commerciaux dans la transmission de la crise asiatique, la vulnérabilité du système financier semble aussi avoir joué un rôle dans l'occurrence de la crise.

Dans la même lignée des travaux de Glick et Rose (1999), Van Rijckeghem et Weder (2001, 2003) et Caramazza et alii (2000, 2004) ajoutent au modèle une variable qui saisit l'effet de débordement via les prêts bancaires comme une explication alternative aux liens commerciaux. Ils ont construit ainsi des mesures du créancier commun⁵⁴ en s'inspirant de celle du marché tiers de Glick et Rose (1999). Van Rijckeghem et Weder (2001, 2003) montrent alors la supériorité d'une explication de la transmission des récentes crises par le créancier commun, par rapport à une explication par les liens commerciaux. Caramazza et alii (2000, 2004) montrent également, à partir des estimations d'un modèle probit avec données de panel portant sur les crises mexicaine, asiatique et russe, que les liens financiers augmentent la probabilité d'une contamination dans le cas des crises récentes. Ils étendent ainsi le panier d'indicateurs de vulnérabilité des crises de change en intégrant la variable du créancier commun. Ces travaux ont essayé, contrairement aux autres travaux, de montrer la significativité de quelques variables macroéconomiques (voir tableau 1). Cependant, ils n'ont pas essayé de montrer la complémentarité entre ces variables et les canaux de transmission puisque leur objectif était de déterminer une batterie de variables permettant de prévoir les crises contagieuses.

⁵³ « *Exchange Market Pressure* » est une variable continue qui mesure l'intensité des pressions spéculatives dans un marché des changes. Cf. la section suivante pour une discussion de la construction de cette variable.

⁵⁴ Une discussion plus détaillée de la mesure du créancier commun de Van Rijckeghem et Weder (2001) sera présentée dans la section suivante.

Tableau1 : Synthèse des résultats des principaux travaux empiriques sur la contagion fondamentale*

Etudes	Variables explicatives utilisés	Résultats : les variables significatives
<p>Glick et Rose (1999) (161 pays industrialisés et émergents) (1971, 1973, 1992, 1994,1997)</p>	<p>Crédit domestique, Budget du gouvernement/PIB, Balance courante/PIB, Taux de croissance, M2/Réserves de changes, Inflation, Surévaluation de la monnaie, Taux de croissance de M1, Investissement/PIB, Liens commerciaux.</p>	<p><i>Liens commerciaux, Taux de croissance, Inflation.</i></p>
<p>VanRijckeghem et Weder (2001) (45 pays) (Crise mexicaine, asiatique et russe)</p>	<p>M2/Réserves de changes, Crédit au secteur privé, Taux de change effectif réel, Balance courante/PIB, Liens commerciaux, Crédeur commun.</p>	<p><i>Crédeur commun, Liens commerciaux.</i></p>
<p>Tatsuyoshi Miyakoshi (2000) (56 pays) (Crise asiatique)</p>	<p>Balance courante/PNB, Totale dettes/exportations, Dettes à court terme/totale dettes, Réserves/totale dettes, Dette publiquement garantie/dette de long terme (mesure la libéralisation financière), Taux de change, Investissements direct étrangers/ Totale dettes, Crédits domestiques, Inflation, Marchés tiers.</p>	<p><i>Liens commerciaux, Réserves/ dettes totale, Libéralisation financière.</i></p>
<p>Caramazza et alii (2000) (61 pays industrialisés et émergents) (Crise mexicaine, asiatique et russe)</p>	<p>Taux de change réel, Déficit de la balance courante, exportation/PIB, Taux de croissance, Taux de chômage, Indicateur de la crise bancaire, crédits intérieurs au secteur privé, Déficit fiscale/PIB, M2/PIB, Dettes à court terme/Réserves, M2/Réserves, Liens financiers (corrélation des indices boursiers), Crédeur commun, Liens commerciaux.</p>	<p>Taux de change réel, Déficit de la balance courante, exportation/PIB, Dettes à court terme/Réserves, M2/Réserves, <i>Crédeur commun</i></p>
<p>Caramazza et alii (2004) (41 pays émergents) (Crise mexicaine, asiatique et russe)</p>	<p>Taux de change réel, Déficit de la balance courante, Taux de croissance, Indicateur de la crise bancaire, Déficit fiscale/PIB, M2/PIB, Dettes à court terme/Réserves, M2/Réserves, crédits intérieurs au secteur privé/PIB, Liens financiers (corrélation des indices boursiers), Crédeur commun, Liens commerciaux.</p>	<p>Taux de change réel, Déficit de la balance courante, Taux de croissance, <i>Crédeur commun.</i></p>

* Nous avons sélectionné seulement les travaux dont les estimations se font à l'aide des observations en coupe transversale afin de se concentrer sur les récentes crises caractérisées par leur nature contagieuse.

Les travaux empiriques sur les canaux de transmission de la contagion et notamment les travaux avec des estimations en coupe transversale, montrent généralement l'absence des conclusions définitives relatives aux fondamentaux dans l'explication des crises de change. En effet, le tableau ci-dessus montre toujours la significativité statistique des variables qui mesurent les canaux de transmission commerciaux ou financiers. Cependant, chaque étude nous fournit des résultats sur la significativité statistique d'un ensemble de fondamentaux qui ne sont pas obligatoirement les mêmes dans tous les travaux. Cette non robustesse dans les résultats obtenus semble être une limite importante de ces travaux du fait qu'il y ait un quasi-consensus parmi les

spécialistes en la matière sur l'importance de la situation économique, même des pays contaminés, dans l'occurrence de la crise de change.

En effet, un diagnostic possible de l'origine des crises financières récentes interprète celles-ci comme étant le résultat de la fragilité intrinsèque des pays concernés ou, en d'autres termes, de la faiblesse de leurs fondamentaux : déficit public et endettement excessifs, déficiences du système bancaire⁵⁵, surévaluation de la monnaie nationale, épuisement des réserves de change⁵⁶, incompatibilité entre les politiques macroéconomiques suivies et le maintien d'un régime d'ancrage rigide de la monnaie nationale⁵⁷.

La mauvaise allocation interne des apports extérieurs a également souvent été invoquée pour dénoncer les pratiques consistant à collecter des ressources à court terme empruntées à l'extérieur, remboursables en devises et à les employer au financement de prêts à long terme (prêts immobiliers) en monnaie nationale. On comprend aisément que ce double désajustement (*currency mismatch* et *maturity mismatch*) comporte en germe des risques de difficultés financières.

Cependant les influences respectives des facteurs de crise internes et externes ne peuvent pas être aussi facilement dissociées. En effet, si les économies émergentes souffrent des variations du cours du dollar c'est parce que leur monnaie est strictement arrimée à la monnaie américaine. Si elles sont si vulnérables aux changements de taux d'intérêt dans les grands pays industriels, c'est parce qu'elles sont structurellement dépendantes des mouvements financiers internationaux. Si elles ont été fortement éprouvées par la dépréciation des cours mondiaux des semi-conducteurs, c'est aussi en raison de leur forte spécialisation dans la filière électronique⁵⁸.

Il reste toutefois à établir empiriquement la validité de cette perspective qui intègre – plutôt que d'opposer – ces deux schémas d'interprétation. A cet effet, nous estimons un modèle de panel

⁵⁵ Faiblesse de la réglementation prudentielle et de la discipline en matière de prêts : financement d'activités à faible rentabilité, à risque mal évalué, voire d'opérations douteuses (crédits "politiques"). Sur ce point cf. Siamwalla (1997)

⁵⁶ Krugman (1979).

⁵⁷ Sachs, Tornell et Velasco (1996) ont particulièrement souligné les interactions entre les faiblesses du système bancaire, la surévaluation du change et les pertes de réserves de change. Sur la relation entre régime de change et risque de crise financière, cf. aussi BUBULA A. et ÖTKER-ROBE I (2003),

⁵⁸ Cette filière représente plus de 40 % des exportations de Singapour, de la Malaisie et des Philippines.

en utilisant des données relatives aux trois crises majeures de la période récente : la crise mexicaine (1994), la crise asiatique (1997) et la crise russe (1998).

2. Modèle et résultats

2.1. Modèle

Nous retenons trois spécifications. Dans un premier temps, nous relierons un indice de crise aux seuls fondamentaux. Dans une deuxième spécification nous associons cet indice à la contagion pure. Enfin une troisième spécification relie la crise aux effets cumulés des fondamentaux et de la contagion de façon telle que les deux premières spécifications y soient imbriquées, ce qui facilite la comparaison et l'usage de tests emboîtés pour la comparaison de la qualité statistiques des trois spécifications.

L'équation de base que nous avons estimée afin d'identifier les causes des crises, est définie comme suit :

$$IND_{it} = \alpha + \beta_1(M2/RES)_{it} + \beta_2(CRED)_{it} + \beta_3(TCR)_{it} + \beta_4(Tcomp)_{it} + \beta_5(Fcomp)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dans cette équation :

$t = 1994, 1997$ et 1998 correspondent aux années d'occurrence des crises mexicaine, asiatique et russe respectivement.

$t^* = 1993, 1996$ et 1997 représentent les années qui précèdent les dates de ces trois crises.

$IND, M2/RES, CRED, TCR, Tcomp$ et $Fcomp$ représentent respectivement l'indice de crise, le ratio M2 sur les réserves de change, le ratio crédits intérieurs au secteur privé sur PIB, le taux de change réel, la compétition commerciale sur les marchés des exportations des pays tiers et le créancier commun.

La variable endogène IND est une variable synthétique qui correspond à l'indice de crise. Elle reflète l'intensité des pressions spéculatives sur les marchés de change des pays étudiés lors des

périodes de crises⁵⁹ et permet de mettre en évidence la sévérité des crises. Cet indice est une moyenne pondérée de la variation du taux de change nominal et du négatif de la variation des réserves de changes (perte de réserves).

$$IND_{it} = (P_{EX_i} \bullet EX_{it}) + (P_{RES_i} \bullet (-1) \bullet RES_{it}) \quad (2)$$

où, $P_{EX_i} = \left(\frac{1/\sigma_{EX_i}^2}{(1/\sigma_{EX_i}^2 + 1/\sigma_{RES_i}^2)} \right)$ et $P_{RES_i} = \left(\frac{1/\sigma_{RES_i}^2}{(1/\sigma_{EX_i}^2 + 1/\sigma_{RES_i}^2)} \right)$.

avec, EX_{it} : le taux de variation du taux de change nominal coté à l'incertain.⁶⁰

RES_{it} : le taux de variation des réserves de change.

Des pondérations sont utilisées afin de normaliser l'effet de la volatilité des variances des deux séries associées aux variations du taux de change et des réserves. Les taux de variation EX_{it} et RES_{it} sont calculés sur des intervalles autour des dates d'occurrence des crises⁶¹. $\sigma_{EX_i}^2$ et $\sigma_{RES_i}^2$ sont les variances des taux de change nominaux et des réserves de change spécifiques à chaque pays respectivement. Elles sont calculées sur des séries de variations annuelles entre 1985 et 1998.

Pour vérifier la robustesse de nos conclusions, nous avons utilisé trois autres indices : PA (Ahluwalia, 2000), BM et DEP (Bussière et Mulder, 1999). Les indices PA et BM sont calculés en utilisant une formulation similaire à l'expression de IND discutée ci-dessus, sauf que les $\sigma_{EX_i}^2$ et $\sigma_{RES_i}^2$ sont calculées en utilisant des variations annuelles des dix années qui précèdent la crise. En outre l'indice BM est calculé avec des séries de réserves incluant les avoirs en or. L'indice DEP se différencie des trois autres dans la mesure où il correspond à une simple mesure de la dépréciation de la monnaie du pays en question. Il est calculé sur des intervalles de temps plus larges⁶².

⁵⁹ Cette idée est inspirée de la méthodologie de Sachs et al. (1996), Bussière M. et Mulder C. (1999) et Ahluwalia (2000).

⁶⁰ Qui donne l'équivalence en monnaie domestique d'un dollar.

⁶¹ Nous utilisons les intervalles de temps : [novembre 1994 - avril 1995], [mai 1997 - octobre 1997] et [juillet 1998 - octobre 1998] respectivement pour la crise mexicaine (1994), la crise asiatique (1997) et la crise russe (1998).

⁶² Les intervalles utilisés dans le calcul des dépréciations sont [novembre 1994 - septembre 1995], [mai 1997 - février 1998] et [mai 1998 - octobre 1998] respectivement pour les crises mexicaines, asiatique et russe.

2.1.1. Variables explicatives des crises

La vulnérabilité d'un pays au risque de crise financière est influencée par plusieurs facteurs, notamment : une large appréciation du taux de change réel, les faiblesses du système bancaire et un bas niveau des réserves de change. Aussi, avons-nous retenu comme variables dans l'équation 1 : le taux de change réel (TCR), le ratio crédits intérieurs au secteur privé sur PIB (CRED), qui permet de saisir tout à la fois la faiblesse du système bancaire et le laxisme de la politique monétaire, ainsi que le ratio M2 sur les réserves de change (M2/RES), qui permet de tenir compte du niveau des réserves⁶³. Cependant, dans nos estimations économétriques, nous utiliserons les valeurs retardées d'une année de ces variables macroéconomiques. En effet, l'utilisation des variables macroéconomiques fondamentales non retardées soulèverait un problème de causalité. Nous ne serions plus en mesure de savoir si c'est la détérioration des fondamentaux qui cause la crise ou c'est la crise qui cause la dégradation de l'économie. L'utilisation des retards nous permet donc de saisir judicieusement l'effet des fondamentaux sur la sévérité des crises (Krugger 1998). En outre, cette solution est conforme à l'enseignement des modèles théoriques de première génération à « la Krugman » qui interprète la crise comme le résultat de d'une détérioration persistante des fondamentaux.

Remarquons aussi, que le TCR est exprimé en taux de variation entre le mois de décembre de l'année qui a précédé la crise et le mois de décembre de la troisième année avant cette date. Le CRED est calculé comme le taux de variation du ratio des crédits intérieurs sur le PIB au cours des deux années antérieurement au mois de décembre qui précède l'année de la crise.

Pour évaluer l'effet de la contagion, nous avons utilisé un indicateur du canal du créancier commun noté « *Fcomp* » et un indicateur du marché tiers noté « *Tcomp* ».

L'indicateur du canal du créancier commun (*Fcomp*) mesure pour chaque pays endetté la similarité avec les pays originaires des trois crises en ce qui concerne la structure de leur endettement. Cette variable se réfère à la position des banques internationales à la veille des trois épisodes de crises.

⁶³ Notre objectif n'est pas de déterminer un système d'alerte avancée (*Early Warning Signals*), nous n'avons pas utilisé plusieurs variables économiques fondamentales, mais nous nous sommes limités à un sous ensemble de ces variables judicieusement choisis à la manière de Sachs, Tornell et Velasco (1996) ainsi que Tornell (1999).

$$F_{comp} \equiv \sum_c \left\{ \left[\frac{(b_{oc} + b_{ic})}{(b_o + b_i)} \right] \left[1 - \frac{\{(b_{oc}/b_o) - (b_{ic}/b_i)\}}{\{(b_{oc}/b_o) + (b_{ic}/b_i)\}} \right] \right\}$$

L'indice « o » est l'indice associé au pays qui a déclenché la crise, ceci concerne le Mexique (1994), la Thaïlande (1997) et la Russie (1998).

L'indice « c » est relatif au pays créancier commun⁶⁴.

b_{ic} désigne les prêts des banques des pays c à chaque pays i.

b_{oc} désigne les prêts des banques des pays c aux pays d'origine des 3 crises.

La première composante de l'équation est une mesure de l'importance du créancier commun pour les pays i et o. La deuxième composante retrace l'importance des pays i et o pour le créancier commun.

L'indicateur T_{comp} est une mesure indirecte de l'intensité de la compétition commerciale sur les marchés des exportations des pays tiers. Une importante valeur de cet indice indique que les exportations du pays i sont fortement concurrencées par les exportations du pays originaire de la crise vers les marchés tiers.

$$T_{comp} \equiv \sum_c \left\{ \left[\frac{(T_{oc} + T_{ic})}{(T_o + T_i)} \right] \left[1 - \frac{\{(T_{oc}/T_o) - (T_{ic}/T_i)\}}{\{(T_{oc}/T_o) + (T_{ic}/T_i)\}} \right] \right\}$$

avec, T_{ic} : les exportations du pays i vers le pays c.

Les deux composantes de T_{comp} nous permettent de quantifier l'importance du marché tiers c dans les exportations agrégées du pays initiateur de la crise « o » et dans celles du pays contaminé « i ». Néanmoins, la deuxième composante tient compte de la différence des tailles des marchés.

⁶⁴ Le c indique 18 pays industrialisés (Cf. Van Rijckeghem & Weder 1999).

2.1.2. Les données

L'échantillon des pays choisis dans notre essai empirique comprend 14 pays émergents (6 pays d'Asie de l'Est et 8 pays d'Amérique latine) : Indonésie, Corée, Philippines, Thaïlande, Singapour, Mexique, Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Pérou, Venezuela et Uruguay. La composition de cet échantillon s'explique par le fait qu'il regroupe la plupart des pays ayant vécu les crises de change les plus sévères au cours de la dernière décennie.

Nous avons choisi trois épisodes de crises des années 1990 : la crise mexicaine de 1994-95, la crise asiatique de 1997 et la crise russe de 1998. Ces trois épisodes ont en effet été pour l'essentiel à l'origine des débats relatifs à la contagion.

Ainsi, en utilisant des informations relatives à 14 pays observés sur 3 épisodes de crise, nous obtenons un échantillon de 42 observations. Les valeurs empiriques de toutes les variables de notre modèle sont tirées du CD-ROM des Statistiques Financières Internationales (IFS)⁶⁵ à l'exception des variables *Fcomp* et *Tcomp* que nous avons extraites de Van Rijckeghem & Weder (1999).

Le tableau 2 fournit la série de l'indice de crise *IND* reflétant l'intensité des pressions spéculatives sur les marchés de change:

⁶⁵ La variable M2/RES est calculée comme le ratio de la somme de la monnaie (IFS ligne 34) et la quasi-monnaie (IFS ligne 35) sur la total des réserves or non compris (IFS ligne 1.Ld.zf). La variable CRED est calculée comme le ratio crédit domestique au secteur privé (IFS ligne 32d.zf) sur PIB (IFS ligne 99b.zf). Le TCR est calculé comme le ratio du taux de change nominal (IFS ligne ae.zf) et l'indice de prix à la consommation (IFS ligne 64) multiplié par l'indice des prix à la consommation des Etats Unis ($TCR = TCN * IPC_{EU} / IPC$ avec TCN : taux de change nominal et IPC_{EU} : indice des prix à la consommation des Etats Unis).

Tableau 2 : Indice de l'intensité de la crise *IND*⁶⁶

Pays \ crise	Crise mexicaine	Crise asiatique	Crise russe
Indonésie	0.54	20.33	-20.03
Malaisie	1.39	30.59	-10.42
Philippines	8.92	31.80	-2.75
Thaïlande	-4.47	27.98	-8.25
Singapore	-6.97	9.95	-7.09
Corée	-5.38	8.01	4.42
Mexique	52.87	-4.32	9.66
Argentine	24.54	-2.55	-0.97
Brésil	25.11	9.09	40.26
Chili	-13.04	-7.16	-3.13
Colombie	0.14	12.90	11.61
Pérou	-2.82	-4.35	4.44
Uruguay	4.38	-0.82	2.44
Venezuela	3.71	-9.37	-0.22

Notons qu'une valeur élevée de cet indice reflète une forte pression d'attaques spéculatives sur le marché de change. Ainsi nous remarquons que lors de la crise mexicaine, outre le Mexique (valeur de l'indice = 52,87), deux pays d'Amérique latine ont été sélectivement touchés : l'Argentine (24,54) et le Brésil (25,11), tandis que tous les pays asiatiques de notre échantillon ont connu de fortes pressions spéculatives pendant la crise asiatique (les Philippines présentant l'indice le plus élevé). En outre, la crise russe a touché principalement le Brésil qui possède le plus grand indice (40,26) et d'une manière moins prononcée la Colombie, le Pérou et la Corée.

2.2. Méthodes d'estimation et résultats

2.2.1. Test d'indépendance des variables explicatives

Une des hypothèses de base afférente au choix de notre méthode d'estimation est l'indépendance des variables explicatives. La violation de cette hypothèse engendrerait un problème de multicolinéarité qui pourrait causer des estimations biaisées des coefficients du modèle et risquerait de gonfler les valeurs de leurs variances respectives.

⁶⁶ Cet indice est une variable continue dont certaines valeurs sont négatives. Nous pouvons utiliser des valeurs censurées tel que l'indice prend la valeur zéro s'il est négatif mais cela biaisera sa variabilité dans les estimations.

Le tableau 3 présente la matrice des coefficients de corrélations entre les différentes variables explicatives de notre modèle.

Tableau 3 : Matrice des coefficients de corrélation

	M2/RES	CRED	TCR	Tcomp	Fcomp
M2/RES	1.000				
CRED	-0.329	1.000			
TCR	0.074	0.161	1.000		
Tcomp	-0.143	0.089	0.119	1.000	
Fcomp	-0.105	0.235	-0.25	0.466	1.000

Nous remarquons que tous les coefficients de corrélation sont nettement inférieurs à 0,5. Toutefois, la corrélation élevée entre les deux variables Tcomp et Fcomp, qui est égale à 0,466, pourrait éveiller les soupçons de la présence d'un problème de multicollinéarité, ce qui nous a poussé à recourir à des tests plus robuste de multicollinéarité.

Afin de nous assurer de l'absence de ce problème nous avons recouru au test de Farrar et Glauber (Farrar et Glauber, 1967) qui teste l'hypothèse nulle de l'orthogonalité des vecteurs des variables explicatives contre l'hypothèse alternative de la dépendance de ces variables⁶⁷. Dans notre cas, la valeur empirique de la statistique de Farrar et Glauber est égale à 26,089. Cette valeur est inférieure à la valeur tabulée de $\chi^2_{\alpha=5\%}(15)$ qui est égale à 32,8. Ceci nous conduit à accepter l'hypothèse nulle d'absence de multicollinéarité, ce qui confirme que nos variables explicatives sont statistiquement indépendantes.

2.2.2. Méthode d'estimation

Afin d'obtenir des estimations convergentes des effets des différentes variables explicatives, nous avons utilisé un panel de plusieurs pays observés pendant trois périodes différentes. Néanmoins pour tenir compte de l'hétérogénéité des pays, nous avons recouru à des méthodes de l'économétrie des données de Panel. Deux types de modèles permettent de tenir compte de la

⁶⁷ La statistique utilisée dans ce test est alors $\chi^2 = -[N-1 - \frac{1}{6}(2K+5)] \text{Ln}(d)$ qui suit la loi de $\chi^2[\frac{1}{2}K(K-1)]$ dans laquelle N est la taille de l'échantillon, K est le nombre de variables explicatives (le terme constant est inclu) et Ln (d) est le logarithme népérien du déterminant de la matrice des coefficients de corrélations.

présence de l'hétérogénéité : d'une part le modèle à effets fixes et d'autre part le modèle à effets aléatoires. Le premier associe à chaque pays i une constante spécifique α_i . Les paramètres du modèle sont estimés en appliquant l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaire après avoir ajouté des variables muettes spécifiques à chaque pays. Le deuxième modèle à effets aléatoires ajoute au terme d'erreur une composante spécifique à chaque pays v_i . Ainsi, le terme d'erreur du modèle devient $\varepsilon_{it} = v_i + u_{it}$. Nous aurons donc une variance distincte pour chaque pays ce qui rendrait la matrice de variance – covariance des erreurs hétéroscédastique par bloc et nécessite l'usage de la méthode des Moindres Carrés Généralisés.

Afin de distinguer entre les deux spécifications du modèle à effets fixes et du modèle à effets aléatoires, nous utilisons le test d'Hausman (Hausman, 1978). Nous testons alors l'hypothèse nulle du modèle à effets aléatoires contre l'hypothèse alternative du modèle à effets fixes. La valeur de la statistique d'Hausman pour notre modèle de base (1) est égale à 2,81. Elle est inférieure à la valeur tabulée de $\chi^2_{\alpha=5\%}(5)$ qui est égale à 11,07. Nous retenons donc la spécification du modèle à effets aléatoires estimée par la méthode des MCG. Le résultat du test est identique lorsque nous remplaçons la variable dépendante IND par les autres indices synthétiques à savoir PA, BM et DEP. En effet, les valeurs calculées de la statistique d'Hausman appliquée à ces trois spécifications sont égales à 6,52, 10,03 et 7,18 respectivement.

2.2.3. Résultats

Les résultats des estimations des trois spécifications sont donnés par le tableau (4a) pour l'indice de crise IND⁶⁸. Nous constatons que les résultats d'estimation de la troisième spécification admettent les plus grandes valeurs de R² ajusté. Elle s'élève à 0,95 dans la troisième spécification contre 0,15 et 0,51 pour les spécifications 1 et 2 respectivement. En outre, toutes les variables explicatives sont statistiquement significatives et ont des signes conformes à l'intuition économique.

⁶⁸ Les autres résultats afférents aux indices PA, BM et DEP, sont reproduits en annexe.

Tableau 4a : Estimation avec MCG du modèle à effets aléatoires

	Indicateurs de vulnérabilité (1)	Canaux de contagion (2)	Vulnérabilité + contagion (3)
M2/RES	0.08 (0.81)		0.21 (1.92)
CRED	19.61 (2.5)		13.35 (2.44)
TCR	-13.2 (-2.55)		-13.8 (-4.57)
TCOMP		21.54 (3.27)	28.65 (3.38)
FCOMP		33.95 (4.04)	25.92 (2.34)
C	0.52 (0.2)	-24.9 (-0.12)	-26.0 (-11.1)
R ²	0.21	0.53	0.96
R ² ajusté	0.15	0.51	0.95
F(prob)	3.53 0.02	22.84 0.000	187.3 0.000

*Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

* Les valeurs en gras sont les valeurs qui sont statistiquement significatives à un niveau de confiance de 95% ou de 90%

Nos estimations montrent que la variable (M2/RES) a un effet statistiquement significatif avec un signe positif. En fait, l'augmentation de ce ratio via la croissance des engagements non couverts du secteur bancaire intérieur rend l'économie plus vulnérable à une perte de confiance des investisseurs et engendre par conséquent des pressions spéculatives plus intenses.

La variable (CRED) est aussi statistiquement significative avec un signe positif. Les crises financières semblent donc bien être aggravées par le *lending boom*. Cette fragilité bancaire a été observée dans les pays asiatiques à la veille de la crise de 1997. Il existe un quasi-consensus parmi les experts pour admettre qu'il s'agit là d'un facteur déterminant de cette crise.

La variable (TCR) s'avère statistiquement significative avec un signe négatif. Ce résultat confirme que la surévaluation du taux de change réel (coté à l'incertain) était l'une des causes des crises de la dernière décennie. Selon Berg et Patillo (1998), l'application du processus de stabilisation de l'inflation dans les pays d'Amérique latine à la veille de la crise mexicaine, a engendré une surévaluation de leurs monnaies, entraînant une dégradation des soldes courants.

L'effet positif et significatif de la variable (*Fcomp*), qui compare la structure des apports internationaux de capitaux dans le pays d'origine de la crise et chaque pays contaminé est révélateur

du rôle que joue cette similarité financière (argument du créancier commun) dans les restructurations de portefeuille effectuées par les investisseurs internationaux en période de crise. Le fait d'avoir un créancier commun peut être interprété comme l'indice d'un risque équivalent à celui du pays affecté en premier par la crise et peut favoriser la contagion.

De même la similitude des structures commerciales entre pays d'origine et pays contaminé (le fait d'exporter vers les mêmes pays tiers) s'avère très importante dans le processus de contagion. En effet, la variable ($Tcomp$) est statistiquement significative avec un signe positif. La concurrence commerciale avec le pays originaire de la crise a donc été pour les pays affectés une cause exogène notable de contamination.

Le tableau (4b) (Annexe 1) montre que les conclusions obtenues sont vérifiées quel que soit l'indice de crise retenu. Néanmoins, le modèle utilisant l'indice IND procure un niveau de signification et de conformité avec l'intuition économique plus développé (le R^2 ajusté est plus élevé et le nombre des estimateurs statistiquement significatifs est plus important).

2.2.4. La supériorité de l'explication par l'imbrication des fondamentaux et contagion fondamentale

Tableau 5 : Résultats des tests de comparaison des trois spécifications

	Test (1) contre (3)				Test (2) contre (3)			
	IND	PA	BM	DEP	IND	PA	BM	DEP
$F_{calculé}$	13.91	27.49	26.84	14.81	3.12	4.817	5.73	4.602
Spécification acceptée	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)

* $F_{\alpha=5\%}(2,36)=3.26$ * $F_{\alpha=5\%}(2,33)=3.28$ * $F_{\alpha=5\%}(3,36)=2.86$ * $F_{\alpha=5\%}(3,33)=3.26$

Le tableau (5) fournit les résultats des tests des 3 spécifications :

- la spécification 1 intègre seulement les fondamentaux,
- la spécification 2 explique l'indice de crise par les canaux de contagion,
- la spécification 3 relie la crise aux effets cumulés des fondamentaux et de la contagion.

Pour effectuer cette comparaison, nous utilisons le test de Fisher car les spécifications 1 et 2 sont structurellement imbriquées dans la spécification 3. En testant le modèle (1) contre (3) et le modèle (2) contre (3), la statistique du test de Fisher entraîne l'acceptation de la spécification (3) comme étant la plus significative. Ainsi la troisième spécification qui combine les fondamentaux et la contagion apparaît-elle la meilleure.

Nous pouvons donc conclure que la faiblesse des fondamentaux des pays du Sud-Est Asiatique et d'Amérique latine a contribué aux crises de 1994, 1997 et 1998. Toutefois, ces causes endogènes n'ont pas agi seules. Elles ont été accompagnées par d'autres causes exogènes de contagion. Dans le présent article, nous avons pris en compte deux d'entre eux : le mécanisme du créancier commun (*Fcomp*) et celui du marché tiers (*Tcomp*).

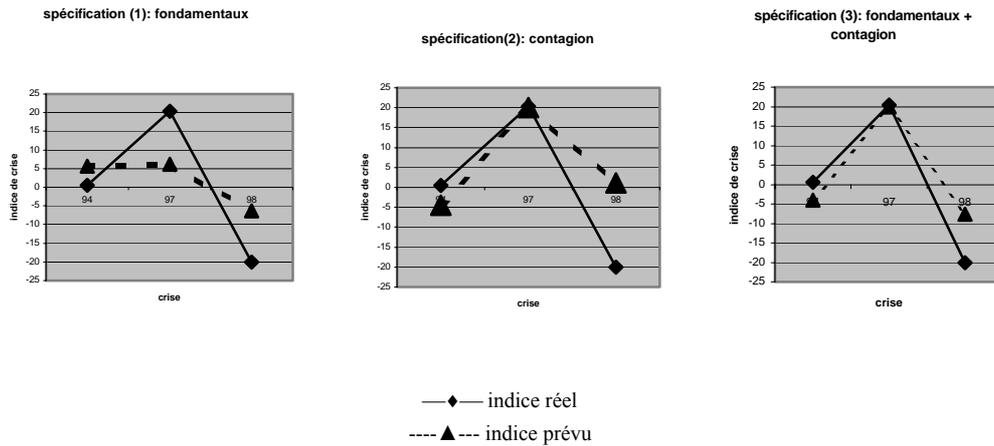
Ainsi, pendant ces trois épisodes, la contagion n'aurait pas été très importante si les économies contaminées n'étaient pas vulnérables. En fait, Sachs et alii (1996) ont retrouvé ces conclusions pour le cas de la crise mexicaine isolément. Tornell (1999) les a retrouvées pour le cas des deux crises mexicaine et asiatique. Dans notre travail, nous avons identifié l'occurrence de ce phénomène pour les trois crises mexicaine, asiatique et russe.

Cependant, dans le souci de s'assurer de la bonne spécification économique du modèle et de la cohérence de nos résultats d'estimations, nous avons analysé la correspondance entre les valeurs prévues et observées de l'indice de crises.

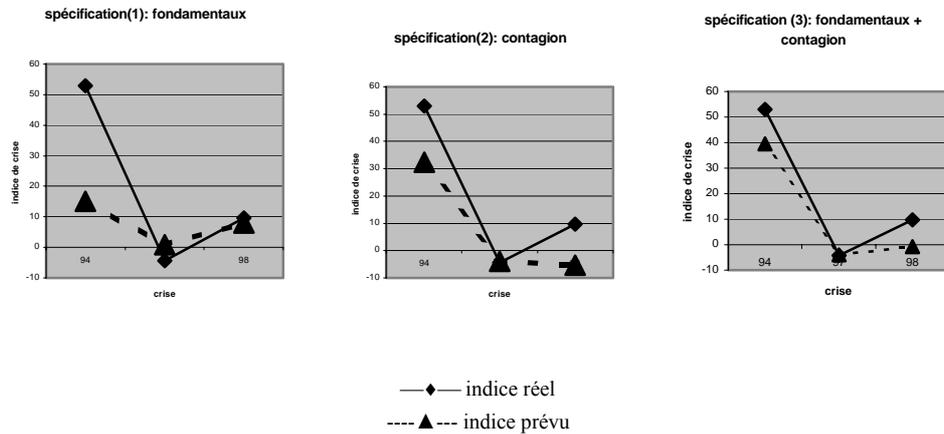
Les graphiques ci-dessous représentent les prévisions des indices de crises pour deux pays à savoir l'Indonésie et le Mexique pendant les trois épisodes de crises 1994, 1997 et 1998. Ils confirment la supériorité prédictive du modèle⁶⁹.

⁶⁹ Une comparaison pour l'ensemble des pays est donnée par le graphique 3 (Annexe2).

Graphique 1 : Les prévisions pour l'Indonésie



Graphique 2 : Les prévisions pour le Mexique



Le tableau 6 confirme les conclusions tirées à partir des graphiques ci-dessus, il fournit les valeurs de différentes mesures de la capacité prédictive, à savoir la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne RMSE (*root mean squared error*), la moyenne des valeurs absolues des erreurs MAE (*mean absolute error*), la statistique U de Theil ainsi que la statistique U_{Δ} ⁷⁰, évaluées pour le cas de nos trois spécifications. Notons qu'une valeur plus grande de ces mesures indique une moindre capacité prédictive du modèle.

70

$$U = \sqrt{\frac{(1/N) \sum_t (y_t - \hat{y}_t)^2}{(1/N) \sum_t y_t^2}} \quad U_{\Delta} = \sqrt{\frac{(1/N) \sum_t (\Delta y_t - \Delta \hat{y}_t)^2}{(1/N) \sum_t (\Delta y_t)^2}}$$

Cf. Green (2000).

Tableau 6 : Différentes mesures de la capacité prédictive des différentes spécifications

	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3
RMSE	13,636	11,489	10,355
MAE	10,698	8,835	8,094
U	1,642	1,036	0.852
U_{Δ}	2,114	1,048	0,748

Nous constatons que la spécification 3 qui cumule les effets des facteurs endogènes et des facteurs exogènes, possède les plus faibles valeurs des différentes mesures de la capacité prédictives. Une fois encore, nous retrouvons la même conclusion : la spécification 3 possède une capacité prédictive meilleure que celle des deux autres.

2.2.5. Interprétations et politiques économiques

Les attaques spéculatives sur les pays contaminés lors des crises de change récentes (mexicaine, asiatique et russe), sont bien expliquées par une significativité statistique des variables macroéconomiques. Ce résultat corrobore *a priori* les explications des modèles de première et de deuxième génération. En effet, c'est la détérioration des fondamentaux, comme les variables (M2/RES) et (CRED), qui a probablement incité les investisseurs à procéder par des attaques spéculatives précoces en provoquant la crise. La variable (TCR), d'un autre côté, peut émettre des signaux aux investisseurs, ce qui les aide à coordonner et à polariser vers l'équilibre des attaques spéculatives. Cependant, ce résultat peut aussi être cohérent avec des explications par la contagion pure. Vu la nature de nos estimations (en coupe transversale) qui permettent une comparaison instantanée d'un ensemble de pays, nous pouvons interpréter ainsi le résultat de la significativité statistique des variables macroéconomiques comme étant la similarité entre le pays originaire et les pays contaminés en terme de fondamentaux.

La significativité statistique de la variable (*Tcomp*) montre la forte interdépendance commerciale qui a caractérisé les pays contaminés par les crises de change de la dernière décennie. Une telle interdépendance nous autorise à conclure à la nature régionale de ces récentes crises, ce qui a été déjà avancé par Glick et Rose (1999). Cette nature régionale est également argumentée par la forte interdépendance financière engendrée par les stratégies de diversification de la part des investisseurs internationaux. Dans ce chapitre, nous montrons, à l'instar des travaux de Van Rijckeghem et Weder (2001) et Camarazza et alii (2004), la forte interdépendance financière à

travers la significativité statistique du créancier commun la veille des crises financières récentes. Cependant, nous ne montrons pas le mécanisme explicite par lequel la crise se transmet d'un pays à un autre à travers le créancier commun. L'imbrication entre les fondamentaux et la forte présence de ce type d'investisseur à la veille des récentes crises, peut nous mener à tirer des conclusions concernant un autre type de contagion à savoir la contagion pure.

Masson (1999a) a montré 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. Goldstein et Pauzner (2004) montrent que ce scénario reste valable lorsqu'il s'agit des investisseurs qui diversifient leurs portefeuilles. L'occurrence d'une crise dans un pays réduit le bien être de ces investisseurs et les incite alors à rééquilibrer leurs portefeuilles dans un souci de gestion du risque ou de liquidité (fuite vers la qualité). Par analogie à ce raisonnement, un créancier commun peut induire également un effet de contagion pure. En effet, une crise de change dans un pays réduit la capacité des emprunteurs domestiques à rembourser les prêts qui leurs ont été accordés par les banques étrangères. Face à une large part des créances devenues non performantes, les banques étrangères reconstruisent ainsi leurs capitaux en réduisant des prêts dans d'autres pays (Pesenti et Tille 2000). De manière similaire, Kumar et Persaud (2001) considèrent que l'augmentation du risque peut mener à la pure contagion et que le mécanisme de la transmission de cette contagion se fera *via* les portefeuilles des investisseurs internationaux notamment par le lien financier du créancier commun. Van Rijckeghem et Weder (2003) considèrent également que le comportement des banques qui restreignent indistinctement les crédits accordés aux pays émergents s'apparente à de la contagion et non à une transmission par interdépendance. Dès lors, l'imbrication entre la pertinence des fondamentaux et la forte présence des créanciers communs, peut montrer que ces derniers, suite à l'occurrence d'une crise dans le pays originaire, ont discriminé entre les pays en se basant soit sur la similarité des économies ou soit sur les signaux émis par la vulnérabilité des fondamentaux.

Enfin, nos résultats suggèrent des implications en terme de politiques économiques :

- Les crises sont transmises à travers des liens de long terme comme le créancier communs et les liens commerciaux. Afin d'appliquer des politiques économiques destinées à réduire la vulnérabilité du pays au risque de transmission, les autorités monétaires peuvent procéder par la réduction de ces liens. Les autorités monétaires peuvent par exemple limiter les flux commerciaux avec les autres pays qui ont plus de chance d'entrer en crise. Cependant,

l'application de cette politique n'est pas évidente. Elle est extrêmement coûteuse vu la réduction des gains issus des échanges commerciaux.

- Les économies émergentes peuvent réduire le risque de contagion par la diversification des sources de leurs placements. Les autorités monétaires doivent constamment et soigneusement une surveillance de leurs vulnérabilités vis-à-vis de la banque créditeur commun. Bien que le choix du créditeur par les banques privés soit une décision individuelle de ces banques, les autorités monétaires peuvent encore jouer un rôle en fournissant de l'information sur les positions globales et aussi par l'ajustement de la composition de leurs propres créditeurs (Van Rijckeghem et Weder, 2003).
- Afin de réduire le risque de contagion, les autorités monétaires doivent renforcer leurs fondamentaux. En effet, les pays avec des bons fondamentaux, notamment un bon système financier, sont moins vulnérables aux chocs régionaux et globaux (Classens et Forbes, 2004). D'après ces auteurs, les autorités monétaires doivent donc renforcer le secteur des firmes et le secteur bancaire en augmentant la capacité des banques à collecter leurs crédits douteux et surtout réduire leur propension à en accorder. Les autorités doivent améliorer aussi la qualité de la gouvernance en fournissant de l'information qui aide les banques et les investisseurs à prendre leurs décisions.

Conclusion du chapitre 2

Dans ce chapitre, nous avons essayé de montrer l'importance de l'interdépendance dans les récentes crises financières notamment les crises de change. La revue de la littérature nous a permis dans une première étape, de distinguer plusieurs types de canaux de transmission de la contagion fondamentale reflétant des mécanismes d'interdépendances. Parmi ces canaux, figurent l'effet de mousson, les liens commerciaux notamment les liens avec le marché tiers et les liens financiers notamment les liens avec le créditeur commun. Dans une deuxième étape, nous avons montré empiriquement la significativité de certains de ces canaux dans l'explication des attaques spéculatives dans les pays contaminés, sans pour autant l'opposer à l'explication par les facteurs du « dedans » à savoir les fondamentaux. L'amélioration de la qualité d'ajustement ainsi que les tests de Fisher montrent au contraire que ces facteurs ont agi ensemble. En d'autres termes, nous pouvons conclure que lors des crises que nous avons étudiées, la propagation vers les pays

contaminés a été accompagnée par une vulnérabilité de ces économies (insuffisance des réserves de change face à la perte de confiance des investisseurs internationaux, fragilité bancaire, monnaie surévaluée qui aggravait la situation de manque de compétitivité sur le marché tiers).

En résumé, nous tirons de notre étude dans ce chapitre deux conclusions :

- Nous pouvons dire que chacun des deux types de causes du « dedans » et de la contagion fondamentale a été déterminant dans les récentes crises financières. Cela est confirmé à partir de la significativité statistique de toutes les variables du modèle.
- Les récentes crises de change sont de nature régionale engendrée par une forte interdépendance commerciale et financière, qui a caractérisé les premiers pays victimes et les pays contaminés.

Nous nous interrogeons dès lors sur la possibilité de la réalisation d'une contagion à « la Masson », même dans le cadre d'une forte interdépendance entre le pays originaire de la crise et les pays contaminés comme nous venons de le montrer empiriquement pour certaines crises des années quatre-vingt-dix. Dans le chapitre suivant nous allons essayer de déceler empiriquement un comportement de contagion pure chez les investisseurs internationaux, dans de cadre d'une crise de nature régionale caractérisée par de fortes interdépendances comme la crise asiatique de 1997.

Annexes au chapitre 2

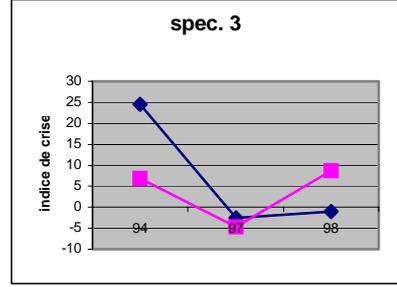
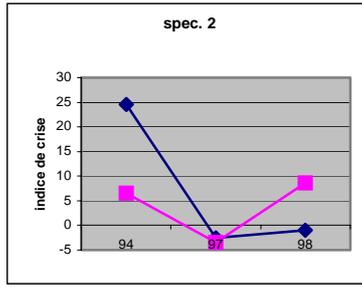
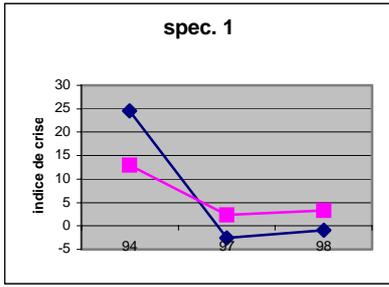
Annexe 1

Tableau 4b : Estimation avec MCG des différentes spécifications et pour différents indices de crises

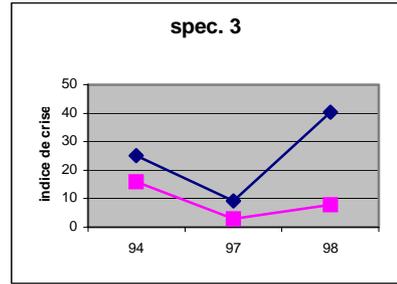
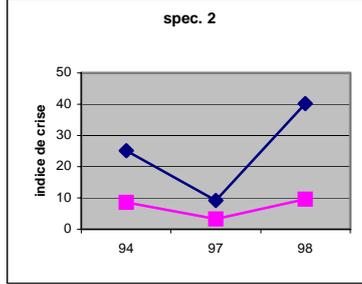
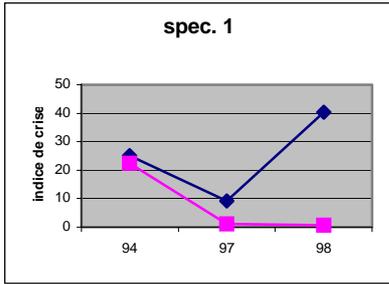
	Indicateurs de vulnérabilité(1)			Canaux de contagion(2)			Vulnérabilité+contagion(3)		
	PA	BM	DEP	PA	BM	DEP	PA	BM	DEP
M2/RES	0.99 (1.83)	0.99 (1.52)	0.55 (0.91)				0.78 (3.15)	0.86 (3.81)	0.62 (2.06)
CRED	27.8 (3.83)	19.19 (2.28)	22.46 (1.79)				15.18 (2.59)	16.05 (2.94)	15.14 (1.64)
TCR	-15.3 (-2.81)	-20.1 (-1.78)	-49.1 (-4.3)				-16.6 (-3.1)	-23.5 (-3.39)	-40.1 (-8.9)
TCOMP				31.17 (3.82)	51.01 (4.7)	63.91 (5.15)	45.01 (4.88)	68.9 (6.64)	88.7 (9.11)
FCOMP				51.77 (5.19)	48.61 (3.83)	51.31 (3.74)	31.38 (2.49)	21.3 (1.46)	11.03 (0.6)
C	-3.1 (-1.08)	0.51 (0.15)	7.27 (1.76)	-37.6 (-8.13)	-42.1 (-5.75)	-46.7 (-5.7)	-38.6 (-7.9)	-43.0 (-7.21)	-38.0 (-5.9)
R ²	0.37	0.18	0.53	0.7	0.58	0.59	0.77	0.81	0.98
R ² ajusté	0.32	0.11	0.5	0.68	0.56	0.56	0.73	0.78	0.97
F(prob)	6.99 0.0008	2.57 0.07	13.64 0.000	43.06 0.000	25.31 0.000	25.936 0.000	22.06 0.000	28.31 0.000	345.2 0.000

*Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student. Les valeurs en gras sont les valeurs qui sont statistiquement significatives à un niveau de confiance de 95%.

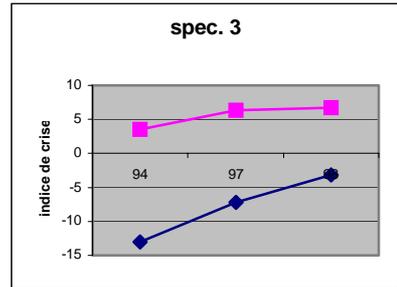
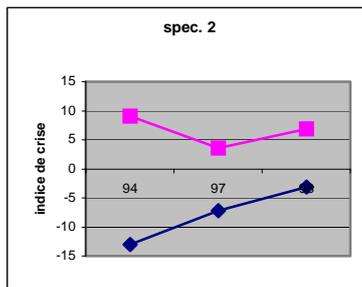
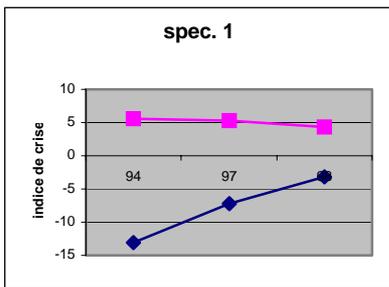
Argentine



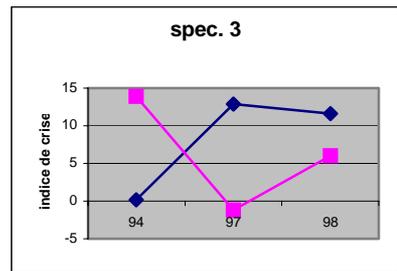
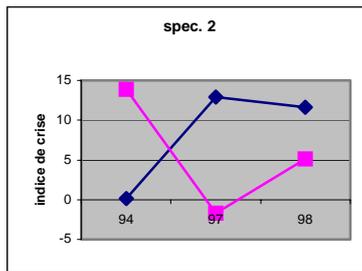
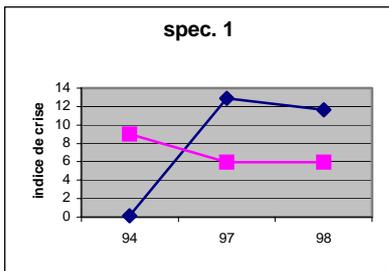
Brésil



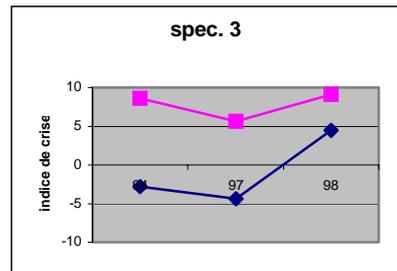
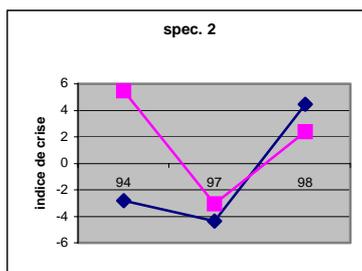
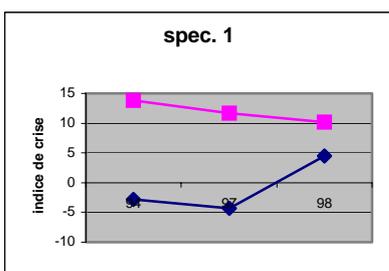
Chili



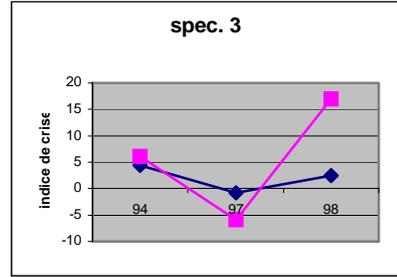
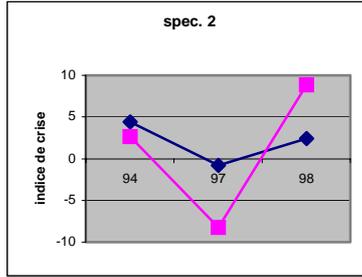
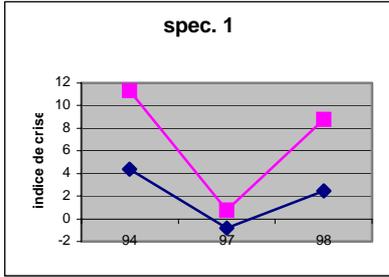
Colombie



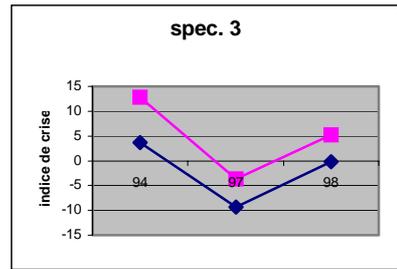
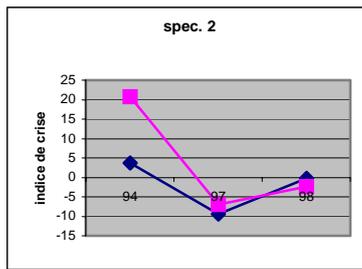
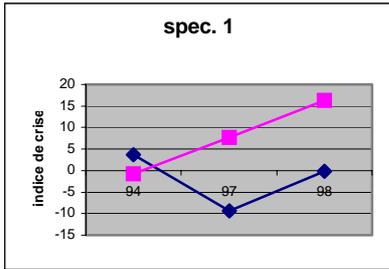
Pérou



Uruguay



Venezuela



—◆— indice réel
 —■— indice prévu

CHAPITRE 3 : IDENTIFICATION DE LA CONTAGION : DYNAMIQUES DE COURT TERME ET DE LONG TERME

Introduction

Dans ce chapitre, nous essayons d'identifier empiriquement la contagion qui s'opère à travers le changement des anticipations du marché, ainsi que par la transmission des chocs permanents véhiculés *via* de l'interdépendances commerciales ou financières. Notre étude porte plus particulièrement sur la crise asiatique. D'un coté, les pays contaminés durant cette crise étaient caractérisés par de la forte interdépendance qui figurait avant et après la crise. D'un autre coté, la rapidité de la propagation de la crise peut constituer un signe du changement des anticipations des investisseurs internationaux, ce qui semble attester l'existence d'un processus de contagion durant cet épisode.

De manière inattendue, aujourd'hui encore, les économistes n'arrivent pas à s'accorder sur le concept de la contagion : « *paradoxically, ...there is no accordance on what contagion means* » (Rigobon, 2001) ou encore : « *... there is no consensus on exactly what conctitutes contagion or how it should be defined* » (Forbes et Rigobon, 2000). Nous présentons et discutons dès lors dans un premier temps les différentes conceptions de la contagion développées dans la littérature, en accordant une attention toute particulière à l'approche de Forbes et Rigobon (2002).

Dans un second temps, nous présentons une revue de la littérature empirique de l'approche de corrélation entre des actifs similaires (exemple : corrélation entre deux indices boursier) en évoquant les principales limites qui en découlent. Nos résultats des tests « à la Rigobon » montrent, en effet, une importante lacune qui concerne la définition des périodes de crises. Nous étendons ainsi la littérature en présentant une nouvelle procédure pour tester la stabilité des mécanismes de propagation internationale des chocs⁷¹. Dans le cas de 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 *via* lesquels les chocs sont normalement propagés entre les marchés financiers. Nous testons ensuite l'hypothèse selon laquelle ces canaux ont été modifiés durant la

⁷¹ Nous reprenons les travaux effectués dans Ayadi, Boudhina, Khallouli et Sandretto (2006).

période de crise : cela revient à tester la non-linéarité du modèle à correction d'erreur (ECM) en s'inspirant de l'approche d'Escibano-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 de la réponse d'un marché aux chocs originaires des autres marchés, ce qui définit la contagion.

La suite de ce chapitre est organisée comme suit : la section 1 discute les principales conceptions de la contagion dans la littérature, la section 2 présente les mesures de la contagion ainsi que leurs limites, la section 3 explicite la méthodologie de ce chapitre, la section 5 discute les données et présente l'ensemble des résultats trouvés.

1. Conceptions de la contagion

Afin de concevoir empiriquement la contagion, nous nous proposons, dans un premier temps, de passer en revue des différentes conceptions empiriques de la contagion utilisées dans la littérature de la contagion. Dans un second temps, nous discutons l'apport d'une approche « à la Forbes et Rigobon (2001) » dans une étude d'identification empirique de la contagion.

1.1 Synthèse des différentes conceptions empiriques utilisées

Les travaux empiriques nous livrent plusieurs définitions de la contagion qui s'efforcent de cerner quantitativement ce processus. La définition la plus utilisée est celle de Eichengreen et al. (1996) : « *La contagion est une augmentation significative dans la probabilité d'une crise dans un pays, conditionnellement à la réalisation d'une crise dans un autre pays* ». En effet, cette définition est souvent adoptée dans les travaux empiriques notamment dans ceux qui modélisent la réalisation d'une crise par l'effondrement du taux de change. Cependant, dans la pratique, cette définition exige un échantillon de pays dont la plupart ayant l'expérience de la crise.

Une autre définition est également souvent utilisée : « *La contagion se réalise quand la volatilité se propage du marché financier du pays en crise, vers les autres marchés financiers d'autres pays* ». En fait, l'analyse des faits stylisés des marchés financiers montre que la volatilité

des prix des actifs financiers augmente toujours durant la période d'agitation financière. Ainsi, cette définition exploite le fait de l'augmentation de la volatilité afin d'identifier la crise. Sur cette base, la contagion peut être mesurée comme la propagation de cette volatilité d'un marché à un autre, ce qui est considéré comme une propagation de l'incertitude des marchés financiers internationaux.

Ces deux définitions discutées ci-dessus, traitent le processus de la contagion dans un sens très général et très vaste ne permettant pas de la délimiter temporellement de manière précise. En effet, dans ces deux définitions, la contagion peut prendre place dans les deux périodes à savoir la période de tranquillité et la période des crises.

Dès lors, d'autres types de définitions ont été utilisés dans un cadre plus restrictif. Une troisième définition est la suivante : « *La contagion est une augmentation significative dans les co-mouvements des prix et des quantités des actifs financiers entre les marchés, conditionnellement à une réalisation d'une crise dans un marché ou un groupe de marchés* ». Cette définition est très pratique vu sa dimension quantitative représentée par le terme « augmentation significative ». En effet, elle permet de standardiser la notion de la contagion aux co-mouvements excessifs. Toutefois, elle ne permet pas une distinction, dans un sens pratique, entre les co-mouvements excessifs et normaux dans les prix ou les quantités. Pour contourner ce problème, il faudrait expliciter le type des co-mouvements, c'est pourquoi les travaux empiriques cherchent à se référer de plus en plus à un phénomène réel, d'où la définition suivante : « *La contagion (shift contagion)⁷² se réalise quand les canaux de transmission sont différents après un choc sur un marché* ». A travers cette définition, la contagion est mesurée aussi en identifiant des co-mouvements excessifs dans les prix et les quantités. Toutefois, cette technique détecte plutôt l'intensification des mécanismes de transmission comme une réponse à une crise dans le reste du monde.

Une cinquième définition complémentaire aux deux dernières, a été récemment utilisée afin de mieux caractériser la contagion : « *La contagion se réalise quand les co-mouvements ne sont pas expliqués par les fondamentaux* ». Cette définition est souvent utilisée dans les modèles qui évoquent la possibilité des équilibres multiples dans la présence d'un problème de coordination. En effet, dans cette définition, les fondamentaux ne peuvent pas expliquer ni le « *timing* », ni les

⁷² C'est la terminologie utilisée par Forbes et Rigobon (2000) pour se référer à tous types de contagion qui appartient aux théories contingentes aux crises.

modalités du saut du bon équilibre vers le mauvais. Cependant, cette définition est considérée comme un support pour les travaux empiriques par le fait qu'il existe des crises qui ne sont pas expliquées par les liens réels entre les économies.

En s'inspirant des trois dernières définitions, Forbes et Rigobon (2001) élaborent leur propre définition qui est devenue standard dans les tests de l'existence de la contagion : « *La contagion est définie comme une augmentation significative dans les liens entre les marchés, après la réalisation d'un choc sur un pays ou un groupe de pays* ». En fait, Forbes et Rigobon supposent que les périodes de tranquillités et de crises sont intrinsèquement différentes. Donc, l'augmentation significative des liens entre les marchés financiers implique la génération de nouveaux canaux de transmission durant la période de crise indépendamment des fondamentaux, ce qui implique la présence de la contagion.

1.2. Apports de la définition empirique de Forbes et Rigobon

Cette dernière définition empirique de la contagion de Forbes et Rigobon, possède certains avantages que nous essaierons de synthétiser en nous inspirant de leurs deux publications (2001, 2002):

- Cette définition empirique est la plus utile dans le contexte empirique puisqu'il est très facile de la transformer en un simple test d'existence de la contagion simplement en testant la significativité statistique du changement dans les liens entre les marchés après le choc.
- La discrimination entre contagion et interdépendance revêt un intérêt crucial dans les décisions des autorités monétaires. Elle conditionne la définition des mesures à mettre en place afin d'éviter la contagion et de réduire la vulnérabilité aux chocs externes. En effet, si les crises sont largement transmises via des canaux temporaires qui existent seulement pendant la crise, comme c'est le cas de la contagion, les autorités ont alors intérêt à adopter des stratégies d'isolement 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 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.

- Cette définition donne plus d'informations sur le rôle de la diversification internationale dans la réduction du risque-portefeuille durant les crises, ce qui nous permet d'étudier davantage la coordination des investisseurs dans le cas d'une propagation des crises. En effet, sachant que la corrélation entre les indices boursiers des pays, est généralement faible, alors, dans le contexte de la diversification, si cette corrélation augmente après un mauvais choc, cette augmentation peut influencer le comportement des investisseurs vis à vis du risque, d'où la coordination et la possibilité d'une contagion⁷³.

Cette définition fournit une méthode utile pour différencier les deux types d'explications possibles de la question suivante : comment les chocs se transmettent-ils entre les marchés ?

Elle permet en effet de distinguer :

- d'une part, la contagion issue d'un changement intervenu après le choc dans les mécanismes de propagation « théorie contingente aux crises »;
- d'autre part, la propagation non contagieuse, « non-contingente aux crises », caractérisée par la stabilité des mécanismes de transmission et des liens entre les marchés. Cette stabilité des mécanismes et des liens serait révélatrice d'un phénomène de transmission qui ne s'apparente pas à de la contagion.

Cependant, il est important d'indiquer que cette définition de Forbes et Rigobon n'est pas acceptée par tous les spécialistes. Certains considèrent que même si la transmission du choc n'est pas accompagnée par un changement significatif dans les liens entre les pays, cette transmission constitue aussi un phénomène de la contagion (King et Wadhvani, 1990). D'autres considèrent qu'il est impossible d'identifier la contagion en se basant sur un simple test de stabilité des liens entre les marchés, inspiré de la définition de Forbes et Rigobon. En effet, ils exigent qu'il soit nécessaire d'identifier exactement comment le choc a été propagé entre les pays et considèrent que seuls certains types de mécanismes de transmission, comme le comportement irrationnel des investisseurs, caractérisent véritablement la contagion (Kumar et Persaud, 2001).

En conclusion, Forbes et Rigobon ont défini la contagion comme une augmentation significative dans les liens entre les marchés financiers après un choc. Cette définition implique que même si deux marchés sont corrélés après une crise, cela ne veut pas dire que c'est de la contagion. Encore faut-il que cette corrélation soit significativement accrue en période de crise. Sur la base des

⁷³ Cf. premier chapitre pour une discussion détaillée des mécanismes de coordination dans ce cas.

théories contingentes aux crises, seule une corrélation entre deux marchés, qui augmente significativement durant la période de la crise, est considérée comme une contagion. En fait, bien que cette définition ne soit pas utilisée par tous les travaux empiriques en la matière, elle fournit une méthode très intuitive et très pratique pour tester l'existence de la contagion. En outre, cette définition est utile dans l'évaluation de l'effet de la diversification internationale dans la détermination des stratégies de coordination entre les acteurs internationaux (Goldestein et Pauzner, 2004). Elle est aussi utile dans la détermination des stratégies de défense adoptées par les autorités monétaires contre la contagion, ainsi que dans la différenciation entre la nature des mécanismes de transmission.

2. Approches Empiriques

Les travaux empiriques sur la contagion sont de plus en plus fréquents. En fait, on distingue deux axes de travaux. Le premier concerne les recherches dont l'objectif est de déterminer les causes de la contagion ainsi que les canaux de sa transmission⁷⁴. Le deuxième axe comprend les travaux qui ont essayé de démontrer l'existence de la contagion « à la Masson », dans les récentes crises. La plupart de ces derniers travaux sont basés explicitement ou implicitement sur les définitions de la contagion déjà discutées notamment celle de Forbes et Rigobon (2001). Ces auteurs ont cherché à comparer le degré des liens financiers avant et après la crise indépendamment des fondamentaux. En terme technique, les liens entre les marchés peuvent être mesurés par plusieurs statistiques à savoir la corrélation, la probabilité des attaques spéculatives ainsi que la transmission des chocs ou de volatilité. Ils ont aussi utilisé diverses approches très développées comme l'étude des corrélations (Baig et Goldfajn, 1998 ; Park et Song, 1999 ; Forbes et Rigobon, 2001), les processus ARCH et GARCH (Edwards, 1998), les tests de causalité (Masih et Masih, 1999 ; Khalid et Kawai, 2003; Sander et Kleimeir, 2003) ainsi que l'estimation des modèle ECM via des tests de co-intégration (Tan, 1998).

Dans cette section, nous nous limitons seulement aux tests qui se basent sur le principe de la corrélation comme outil de mesure des liens entre les marchés. Nous montrons dans une première étape les limites d'un test basé sur une la corrélation conditionnelle. Nous exposons dans une seconde étape le test DCC (*Determinant of the Change in Covariance matrix*) de Rigobon (2003)

⁷⁴ Cf. Pericoli et Sbracia (2001) ou Dornbush et alii (2000) pour une discussion plus détaillée.

qui assure la robustesse économétrique des résultats en corrigeant les données, des problèmes d'hétéroscédasticité, d'endogénéité et d'omission des variables.

2.1. Descriptif et critiques de l'approche en terme de corrélation conditionnelle

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

2.1.1. Approche en terme de corrélation

Les mécanismes de propagation sont souvent approximés par le coefficient de corrélation entre les marchés financiers. La contagion est ainsi mesurée par l'augmentation significative de la corrélation entre ces marchés. King et Wadhvani (1990) ont utilisé cette méthodologie pour tester la présence de contagion entre les marchés des actifs des Etats Unis, du Royaume-Uni et du Japon. Ils ont trouvé que les corrélations ont bien augmenté après le crash du marché américain de 1987. Dans le même contexte, Calvo et Reinhart (1996) ont détecté 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 conduisent toujours à la même conclusion, celle de la réalisation de la contagion.

2.1.2. Extensions de l'approche en terme de corrélation

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

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

où x_t et y_t représentent les marchés de deux pays.

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

2.1.2.1. Le biais de l'hétéroscédasticité

La question du biais d'hétéroscédasticité dans les coefficients de corrélation, engendrée par le changement dans la volatilité des marchés, a été posée par Ronn et alii (1998). L'auteur a utilisé plusieurs hypothèses restrictives en ce qui concerne la distribution des résidus ε_{it} dans le modèle (1) afin de prouver l'existence du biais, sans pour autant démontrer comment ce biais affecte le test.

Forbes et Rigobon (2000) utilisent des exemples de 'coin-toss' pour montrer le biais de l'hétéroscédasticité sur les coefficients de corrélation conditionnelle. Plus récemment (2002), ces mêmes auteurs utilisent des exemples avec des simulations numériques. Par rapport aux travaux de Boyer et alii (1999) ainsi que Loretan et English (2000), Forbes et Rigobon (2002) proposent également une correction par l'ajustement des coefficients de corrélations conditionnelles. Dans ce qui suit, nous allons présenter la démonstration de l'effet de l'hétéroscédasticité proposée par Forbes et Rigobon (2002) ainsi que la correction proposée.

Reprenons maintenant le modèle (1) dont x_t et y_t sont deux variables stochastiques avec : $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = c < \infty$ où c est une constante et $E(x_t, \varepsilon_t) = 0$. On note que dans ce qui suit, nous allons omettre d'autres problèmes comme l'endogénéité et l'omission des variables qui engendrent aussi un biais dans le test de contagion à l'égard de l'hétéroscédasticité. Ces deux cas de figures seront traités plus tard dans ce travail.

Puisque nous sommes en face de deux sous-périodes de crise et de non crise, nous divisons alors notre échantillon en deux groupes. Le premier noté l , comporte une variance faible de x_t ($V(x_t)$). Le deuxième groupe noté h est caractérisé par une forte variance de x_t . Il est évident que le groupe l représente la sous-période de stabilité alors que h représente la sous-période de crise engendrée directement par la grande variance $V(x_t)$.

Par hypothèse, nous avons $E(x_t, \varepsilon_t) = 0$.

Par suite l'estimation du modèle (1) par la méthode des MCO donne $\beta^h = \beta^l$ tel que :

$$\beta^h = \frac{\text{cov}^h(x_t, y_t)}{V^h(x_t)} = \frac{\text{cov}^l(x_t, y_t)}{V^l(x_t)} = \beta^l \quad (2)$$

Or, par construction, nous savons que $V^h(x_t) > V^l(x_t)$. Nous pouvons donc écrire : $\text{cov}^h(x_t, y_t) > \text{cov}^l(x_t, y_t)$. Nous déduisons ainsi que la covariance entre les deux marchés est plus grande dans le second groupe h . Cette augmentation dans la covariance entre les deux marchés est proportionnelle à l'augmentation dans la variance de x_t .

Soit l'équation (3) déduite du modèle (1) :

$$V(y_t) = \beta^2 V(x_t) + V(e_t) \quad (3)$$

Puisque $V(e_t)$ est une constante positive, alors l'augmentation de $V(y_t)$, entre les deux périodes, est proportionnelle à l'augmentation de $V(x_t)$. Ainsi nous écrivons :

$$\left(\frac{V(x_t)}{V(y_t)} \right)^h > \left(\frac{V(x_t)}{V(y_t)} \right)^l \quad (4)$$

Nous avons aussi :

$$\rho_{(x_t, y_t)} = \frac{\text{cov}(x_t, y_t)}{\sigma_{x_t} \sigma_{y_t}} = \beta \frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{y_t}} \quad (5)$$

Alors, si nous combinons l'équation (4) avec l'équation (5), nous obtiendrons :

$$\rho_{(x_t, y_t)}^h > \rho_{(x_t, y_t)}^l \quad (6)$$

Nous pouvons conclure ainsi que la corrélation entre x_t et y_t augmente quand la variance de x_t augmente, même lorsque la vraie relation β entre x_t et y_t est constante. Donc, le test de la contagion à travers le test de la stabilité des mécanismes de transmissions représentés par le paramètre β , peut être biaisé par le fait du changement de volatilité de x_t . Ainsi, la question qui se pose, reste axée sur la possibilité de la quantification de ce biais afin de le corriger par un ajustement des coefficients de corrélations. Soit alors la quantité δ définie comme suit :

$$\delta = \frac{V^h(x_t)}{V^l(x_t)} - 1 \quad (7)$$

δ représente l'augmentation relative de $V(x_t)$ entre les deux périodes de tranquillité et de crise. L'équation (3) peut être développée alors comme suit :

$$\begin{aligned} V^h(y_t) &= \beta^2 V^h(x_t) + V(e_t) \\ &= \beta^2 (1 + \delta) V^l(x_t) + V(e_t) \\ &= \beta^2 V^l(x_t) + \delta \beta^2 V^l(x_t) + V(e_t) \\ &= [\beta^2 V^l(x_t) + V(e_t)] + \delta \beta^2 V^l(x_t) \\ &= V^l(y_t) \left[1 + \delta \beta^2 \frac{V^l(x_t)}{V^l(y_t)} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

En utilisant l'équation (5), nous aurons :

$$V^h(y_t) = V^l(y_t) [1 + \delta(\rho^l)^2] \quad (9)$$

et d'après (3), nous avons en fait :

$$\frac{V^h(x_t)}{V^l(x_t)} = \frac{\text{cov}^h(x_t, y_t)}{\text{cov}^l(x_t, y_t)} = 1 + \delta$$

$$\text{Donc, } \rho^h = \frac{\text{cov}^h(x_t, y_t)}{\sqrt{V^h(x_t)} \sqrt{V^h(y_t)}} = \frac{(1 + \delta) \text{cov}^l(x_t, y_t)}{\sqrt{(1 + \delta) V^l(x_t)} \sqrt{[1 + \delta(\rho^l)^2] V^l(y_t)}} \quad (10)$$

d'où :

$$\rho^h = \rho^l \sqrt{\frac{1 + \delta}{1 + \delta(\rho^l)^2}} \quad (11a)$$

Ainsi, le coefficient de corrélation conditionnelle de la période de volatilité ρ^* est écrit en fonction du coefficient de corrélation ρ qui correspond au coefficient de corrélation de la période de tranquillité ρ^l , tel que :

$$\rho^* = \rho \sqrt{\frac{1 + \delta}{1 + \delta \rho^2}} \quad (11b)$$

Cette dernière équation montre clairement que le coefficient de corrélation conditionnelle estimé est une fonction croissante de δ . Donc, durant la période de grande volatilité du marché x_t , la corrélation conditionnelle serait plus grande que la vraie corrélation non conditionnelle ρ . En d'autres termes, même si le coefficient de corrélation non conditionnelle entre les périodes de tranquillité et de crise, reste constant, le coefficient de corrélation conditionnelle sera plus grand durant la période de crise.

Ce résultat présente des implications directes dans le test de la contagion basé sur la corrélation entre les marchés financiers en se basant sur la définition de Forbes et Rigobon. En effet, les marchés tendent à être plus volatils après un choc ou une crise. Donc, le coefficient de corrélation conditionnelle paraîtra nécessairement en augmentation après la crise, même si le coefficient de corrélation non conditionnelle reste constant entre les deux périodes. Ainsi, en se basant sur le résultat de cette section, nous déduisons que l'hétéroscédasticité dans la série des prix (x_t), engendrée par l'augmentation de la volatilité, peut biaiser l'estimation des coefficients de corrélations entre les marchés financiers.

Le test de l'existence de la contagion devrait déterminer une augmentation significative des coefficients de corrélation après une crise. Cependant, sans un ajustement de ces coefficients du biais engendré par l'hétéroscédasticité, il est impossible de trouver si cette augmentation reflète celle de la vraie corrélation non conditionnelle ou si elle est simplement une augmentation dans la volatilité des marchés. Plus précisément, seule une augmentation significative dans le coefficient de corrélation non conditionnelle constituera la contagion, si nous nous référons à la définition de Forbes et Rigobon (2001). Nous devons donc utiliser un coefficient de corrélation ajusté déduit de l'équation (11b) :

$$\rho = \frac{\rho^*}{\sqrt{1 + \delta [1 - (\rho^*)^2]}} \quad (12)$$

Enfin, il est important de noter que cet ajustement du coefficient de corrélation conditionnelle du biais de l'hétéroscédasticité n'est valide que s'il n'y a pas d'autres formes de biais engendrés par d'autres problèmes comme l'endogénéité et l'omission des variables.

Dans un premier essai, Forbes et Rigobon (2002) ont testé la significativité statistique de l'augmentation des coefficients de corrélation ajustés seulement du biais de l'hétéroscédasticité. Ils

ont conclu que la propagation de la crise asiatique résulte de l'interdépendance entre les marchés financiers et non pas de la contagion. La crise en Thaïlande s'est transmise dans la région d'un pays à un autre *via* des canaux permanents qui existaient aussi dans la période tranquille. En outre, Forbes et Rigobon (2002) ont effectué de nombreuses simulations afin de montrer la faiblesse de leur test en présence d'un biais d'endogénéité et de variables omises. Dans ce qui suit, nous traitons ces deux cas de figures.

2.1.2.2. Le biais de l'endogénéité et des variables omises

Dans ce qui précède, nous avons supposé les deux hypothèses suivantes : $E(\varepsilon_t) = 0$ et $E(x_t, \varepsilon_t) = 0$. En fait, la première hypothèse suppose qu'aucune variable n'a été omise dans le modèle (1), alors que la deuxième hypothèse reflète l'exogénéité de x_t . Si ces deux hypothèses ne sont pas respectées, nous sommes obligés d'ajuster le coefficient de corrélation non seulement du biais d'hétéroscédasticité mais aussi du biais de l'endogénéité et l'omission des variables.

Afin de contourner ces trois types de problèmes, Rigobon (2000) spécifie un système de deux équations simultanées permettant d'éviter le biais d'endogénéité : la première équation est associée à un pays affecté par la crise et la deuxième équation est relative au pays originaire de la crise. Chacune de ces deux équations associe un terme d'erreur spécifique formé d'une variable latente z_t (une variable qui saisit les chocs agrégés non observables) et une variable aléatoire afin de contourner le problème des variables omises. Enfin, Rigobon (2000) essaie de résoudre 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 :

$$\begin{aligned} y_t &= \beta x_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \\ x_t &= \alpha y_t + z_t + \eta_t \end{aligned} \quad (13)$$

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

Le problème d'endogénéité est traité via la simultanéité des équations. Celui des variables omises est résolu en imposant une forme particulière de la matrice de variances-covariances des erreurs qui est exprimée en fonction du paramètre γ et qui est normalisée en imposant un coefficient

γ égal à l'unité pour la deuxième équation ($x_t = \alpha y_t + z_t + \eta_t$). Enfin, l'hétéroscédasticité est modélisée comme le changement dans la variance des chocs communs ou structurels.

En fait, l'un des principaux reproches adressés au travail de Forbes et Rigobon (2002) où il corrige seulement le biais d'hétéroscédasticité, est la supposition que $\alpha = 0$ et $z_t = 0$ ⁷⁵, ce qui est restrictif et irréal. Cette limite avait antérieurement été contournée par Rigobon (2000) en supposant que α doit être différente de zéro. Donc, il doit exister un effet retro-inverse (feedback) entre les deux pays représentés par x_t et y_t . Dans ce cas, le test de contagion doit comprendre un test de stabilité du coefficient β et aussi du coefficient α . Toutefois, ce test va souffrir non seulement de l'hétéroscédasticité mais aussi d'un problème d'endogénéité.

En effet, la supposition de l'effet retro-inverse de la contagion considère que la contagion peut avoir un double sens, de y_t vers x_t et de x_t vers y_t . Dans ce cas, les coefficients α et β sont différents de zéro. Ainsi, nous sommes face à une spécification des équations simultanées. Donc, il est impossible d'identifier et estimer directement le modèle (13), d'où l'inefficacité du test de la contagion basé sur le coefficient de corrélation ajusté discuté ci-dessus.

Dans le modèle (13), nous remarquons l'utilisation de la variable z_t . En fait, si la variance de cette variable augmente, la corrélation entre les deux marchés sera biaisée de la même façon que si $V(x_t)$ augmente. En d'autres termes, quand $V(z_t)$ est grande, l'importance relative des composantes communes des deux marchés augmente en valeur absolue. Ainsi, ce biais peut avoir un impact significatif et direct sur le test de la contagion basé sur le coefficient de corrélation ajustée.

Dans ce contexte, Forbes et Rigobon (2002) ont effectué de nombreuses simulations afin de démontrer la faiblesse du test de la corrélation ajusté seulement des effets d'hétéroscédasticité en la présence d'une endogénéité et une omission d'autres variables. 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 (13), 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

⁷⁵ Ces deux suppositions sont appelées en anglais dans la littérature « *near-identification* »

équations au lieu de deux. Le système sera alors identifiable. Il est estimé ainsi en utilisant une méthode d'estimation à information limitée basée sur les variables instrumentales. En s'appuyant sur ces multiples corrections, Rigobon (2003) a développé une nouvelle procédure, à savoir le test DCC (Determinant of the Change in the Covariance)

2.2. Le test DCC

Comme nous venons de voir dans les deux sections précédentes, l'utilisation des données de haute fréquence engendre trois importants problèmes : l'hétéroscédasticité, l'endogénéité et l'omission des variables. Rigobon (2000) indique qu'aucune procédure n'a été développée auparavant pour résoudre ces trois problèmes. A cet effet, l'auteur fonde son analyse sur des hypothèses différentes de celles habituellement utilisées dans la littérature sur le changement structurel. La principale supposition, sur laquelle se base le test de Rigobon, est la connaissance de la forme de l'hétéroscédasticité. En effet, le changement de la volatilité des variables dans la période de crise est expliqué par le changement dans l'une des variances de deux chocs particuliers qui affectent le système (Chocs sur ε_t ou η_t qui représentent les chocs structurels ou sur z_t qui représente le choc commun). Ainsi, en se basant sur cette supposition fondamentale sur la forme de l'hétéroscédasticité, Rigobon a pu montrer qu'il est possible de tester la stabilité des paramètres représentant les mécanismes de transmission dans le modèle (13).

2.2.1. Modélisation et restrictions

Reprenons la forme multivariée du modèle à équations simultanées (13) avec N variables x_{it} stationnaires et endogènes :

$$X_t A' = z_t \Gamma' + \varepsilon_t \quad (14)$$

avec, $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{Nt})$, z_t représente un vecteur de K chocs communs non observables. Nous allons supposer que tous ces chocs sont indépendants, mais ils ne sont pas nécessairement identiquement distribués. Nous avons aussi:

$$\begin{aligned}
E(\varepsilon_t) &= 0, E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j \\
E(z_t) &= 0, E(z_{it} z_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j \\
E(\varepsilon_t z_t) &= 0 \\
E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= \Omega_t^\varepsilon, E(z_t z_t') = \Omega_t^z
\end{aligned}$$

où, Ω_t^z et Ω_t^ε sont deux matrices de variance covariance diagonales. Nous supposons que A et Γ ne sont pas des matrices triangulaires. Par contre, elles sont normalisées comme suit :

$$A = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & \dots & a_{1N} \\ a_{21} & 1 & & \\ \cdot & & \cdot & \\ \cdot & & & \cdot \\ a_{N1} & & & 1 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \Gamma = \begin{pmatrix} 1 & \gamma_{21} & \dots & \gamma_{2K} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2K} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \gamma_{N1} & & & \gamma_{NK} \end{pmatrix}$$

Finalement, nous supposons que toutes les variables de X_t ont des moyennes nulles et qu'elles ne sont pas corrélées entre elles.

Ainsi, nous déduisons que le problème de l'endogénéité est caractérisé par les équations simultanées qui sont résumées dans la supposition que la matrice A n'est pas diagonale. Cependant, le problème de l'omission des variables est modélisé par la présence des chocs communs non observables z_t . Enfin, il est clair que le problème de l'hétéroscédasticité figure dans les deux matrices de variance covariance des chocs structurels ε_t ou du choc commun z_t .

En s'inspirant de la définition de Forbes et Rigobon pour la contagion, le test de la contagion se base sur le test de la stabilité des paramètres (A et/ou Γ) de notre système multivarié. Toutefois, nous constatons l'impossibilité de l'estimation du système (14). En effet, le nombre de paramètres est beaucoup plus grand que les nombres d'observations. Nous ne pouvons pas estimer alors les coefficients avec information complète.

Pour simplifier, soit le système (14) simplifié, et sans la variable du choc commun :

$$X_t A' = \varepsilon_t \quad (14a)$$

La relation entre la matrice de variance covariance de la forme réduite et la forme structurelle, est la suivante :

$$\Omega_{FR,s} = A^{-1} \Omega_{FS,s} [A']^{-1} \quad (14b)$$

avec, $\Omega_{FR,s}$: matrice de variance covariance de la forme réduite

$\Omega_{FS,s}$: matrice de variance covariance de la forme structurelle

s : le nombre de régimes pour les variances des variables. On note que si $s = 1$, le biais de l'hétéroscédasticité ne se pose plus.

Supposons que nous avons deux variables x_t et y_t et que $s = 1$, le système non linéaire (14b) comprend 3 équations de variances.

Sachant les restrictions standards sur le système (14 b) à savoir :

- 1/ la normalisation à l'unité de la diagonale de A ,
- 2/ la non corrélation des chocs structurels (ε_t),
- 3/ la stabilité des paramètres α et β ,

il y aura donc 4 variables inconnues (α , β , $V(\varepsilon_{1t})$ et $V(\varepsilon_{2t})$). Avec les 3 équations du système (14b), le modèle (14a) demeure non identifié. Par conséquent, pour résoudre ce problème d'identification, nous devons ajouter d'autres restrictions additionnelles afin de rendre soluble le système donné par (14b) et identifier par la suite le système des équations simultanées (14a). Pour ce faire, Rigobon (2000) a utilisé une autre restriction ajoutée aux restrictions 1/ et 3/ :

4/ l'hétéroscédasticité engendrée par le changement entre les deux régimes ($s = 2$), est détectée seulement à travers une variance relative à un seul choc parmi les chocs structurels.

Ainsi, nous aurons 5 variables inconnues : α , β , la variance du choc pour chaque régime et la variance du choc qui engendre l'hétéroscédasticité, pour le premier régime. En effet, la prise en compte du changement de cette variance non conditionnelle, permet de contrôler le biais de l'hétéroscédasticité. Toutefois, nous disposons de 6 équations de covariances. Donc, puisque le nombre des équations de covariances est plus grand que le nombre de variables, le système est alors sur-identifié. Nous pouvons désormais contrôler aussi le biais de l'endogénéité⁷⁶. Dans ce cas, il est possible de tester la stabilité des paramètres α et β .

⁷⁶ Cette procédure d'identification est appelée « procédure d'identification partielle ». Cf. Rigobon (2000a) pour plus de discussion.

Cependant, le biais de l'omission des variables est contrôlé par l'introduction de la variable z_t dans le modèle (14). Comme c'est le cas pour le modèle (14a), la seule statistique que nous pouvons calculer, est la matrice de variance covariance de la forme réduite X_t . Dans le cas multivarié, cette matrice s'écrit comme suit :

$$\Omega_t = E(X_t' X_t) = A^{-1} \Gamma \Omega_z \Gamma' [A]^{-1} + A^{-1} \Omega_\varepsilon [A]^{-1} \quad (15)$$

On note ici que dans la cas où le problème d'hétéroscédasticité ne se pose pas, le changement dans cette matrice de variance covariance est une indication pour le changement des paramètres du système. Toutefois, si les chocs sont hétéroscédastiques, ce changement dans la matrice de variances covariances serait non informatif sur la stabilité des paramètres.

2.2.2. Formalisation du test DCC et estimateurs

Le test DCC est une nouvelle méthodologie pour tester le changement du régime ou le changement dans la stabilité des paramètres (α , β et γ du modèle 13). Pour ce faire, nous supposons que les périodes de crises sont intrinsèquement différentes des périodes de tranquillité. Ainsi, la détection de la contagion est saisie en mesurant le degré du changement dans la transmission des chocs d'un pays à un autre durant les périodes de crises. En effet, cette technique nous permet de ne détecter que la vraie contagion (*Shift contagion*). Le test DCC est aussi un test statistique explicite applicable aussi bien dans le cas bivarié (avec deux pays) que dans le cas multivarié (plus de deux pays). Rigobon (2003) 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 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.

2.2.2.1. Le cas bivarié

Soit deux pays A et B et supposons que nous voulions tester si un choc dans le pays A a provoqué une crise dans le pays B. Nous supposons aussi que les deux périodes de tranquillité et de

crise dans le pays A, sont définies. Le test DCC consiste en fait à tester les deux hypothèses alternatives suivantes :

H_0 : C'est l'hypothèse nulle de la non contagion. Nous supposons désormais que le mécanisme de transmission du choc entre les deux pays A et B est stable dans les deux périodes. Nous avons donc en vérité un seul choc.

H_1 : C'est l'hypothèse alternative de l'existence de la contagion. Dans ce cas, au moins deux chocs sont réalisés. Ainsi, le mécanisme de transmission des chocs entre les deux pays, a en fait changé.

En effet, le principe de ce test est d'examiner si la force de la propagation des chocs entre les deux pays, change significativement entre la période de tranquillité et la période de crise.

Comme nous avons discuté dans la section précédente, l'hétéroscédasticité dans la matrice de variance covariance de la forme réduite Ω_t , est représentée par le changement dans l'une des variances des chocs ε_t ou z_t .

Plus formellement, la matrice de variance covariance Ω_t dans la période t relatif au système (13), est égale à :

$$\Omega_t = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta+\gamma)^2 \sigma_{z,t}^2 + \beta^2 \sigma_{\eta,t}^2 + \sigma_{\varepsilon,t}^2 & (\beta+\gamma)(1+\alpha\delta) \sigma_{\varepsilon,t}^2 + \beta \sigma_{\eta,t}^2 + \alpha \sigma_{\varepsilon,t}^2 \\ (1+\alpha\gamma)^2 \sigma_{z,t}^2 + \sigma_{\eta,t}^2 + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,t}^2 & \end{bmatrix} \quad (16)$$

Rappelons aussi que l'expression δ est l'augmentation relative de $V(x_t)$. Supposons que $\sigma_{\eta,t}^2$ augmente par $(1+\delta)$ entre la période t et $t+1$. Nous supposons aussi que toutes les autres variances et paramètres dans notre modèle restent constants. Ainsi, la matrice Ω_t peut être écrite comme suit :

$$\Omega_{t+1} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta+\gamma)^2 \sigma_{z,t}^2 + \beta^2 \sigma_{\eta,t}^2 (1+\delta) + \sigma_{\varepsilon,t}^2 & (\beta+\gamma)(1+\alpha\delta) \sigma_{\varepsilon,t}^2 + \beta \sigma_{\eta,t}^2 (1+\delta) + \alpha \sigma_{\varepsilon,t}^2 \\ (1+\alpha\gamma)^2 \sigma_{z,t}^2 + \sigma_{\eta,t}^2 (1+\delta) + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,t}^2 & \end{bmatrix} \quad (17)$$

Par suite, le changement de la matrice Ω_t entre $t+1$ et t , est égal à :

$$\Delta\Omega_t = \Omega_{t+1} - \Omega_t = \frac{\delta\sigma_{\eta,t}^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 & \beta \\ \beta & 1 \end{bmatrix} \quad (18)$$

A partir de (18) nous tirons deux propriétés :

- le déterminant de $\Delta\Omega_t$ est égal à zéro pour n'importe quel changement de la variance δ , des variances des chocs ($\sigma_{z,t}^2$, $\sigma_{\eta,t}^2$ et $\sigma_{\varepsilon,t}^2$) et/ou des paramètres α , β et γ .
- β est obtenue par la division de $\Delta\Omega_{11}$ sur $\Delta\Omega_{12}$ ou la division de $\Delta\Omega_{12}$ sur $\Delta\Omega_{22}$. En fait, ce sont des estimateurs obtenus en utilisant l'approche des variables instrumentales. Cette approche fournit des estimateurs consistants des paramètres. Nous allons discuter cette approche de manière plus précise dans la suite de ce travail.

Ainsi, nous formalisons le test DCC à travers la proposition suivante :

Proposition 1 : Si deux variables endogènes sont décrites par le modèle (13), et si seulement une seule variance des chocs (ε_t , η_t ou z_t) augmente entre t et $t+1$, alors :

1/ le changement dans la matrice de variance covariance $\Delta\Omega$ admet un déterminant égal à zéro si les paramètres sont stables. C'est en fait le principe du test DCC.

2/ Le déterminant est donné par :

$$\Delta\Omega_t = \frac{\delta\sigma_{\eta,t}^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 & \beta \\ \beta & 1 \end{bmatrix} \text{ quand } \sigma_{\eta,t}^2 \text{ change,}$$

$$\Delta\Omega_t = \frac{\delta\sigma_{\varepsilon,t}^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \text{ quand } \sigma_{\varepsilon,t}^2 \text{ change,}$$

$$\Delta\Omega_t = \frac{\delta\sigma_{z,t}^2(1+\alpha\gamma)^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \left(\frac{\beta+\gamma}{1+\alpha\gamma}\right) & \frac{\beta+\gamma}{1+\alpha\gamma} \\ \frac{\beta+\gamma}{1+\alpha\gamma} & 1 \end{bmatrix} \text{ quand } \sigma_{z,t}^2 \text{ change.}$$

Cette proposition indique que nous sommes en présence de trois cas qui dépendent de la nature du choc réalisé. Dans chaque cas, nous pouvons déterminer l'estimation d'un paramètre ou d'une combinaison d'un ensemble de paramètres du modèle (13). Donc, indépendamment de la

nature du choc dont la variance change, les coefficients sont toujours estimés en utilisant la même procédure telle que :

$$\Theta^1 = \frac{\Delta\Omega_{12}}{\Delta\Omega_{22}} = \frac{\text{cov}(x^h y^h) - \text{cov}(x^l y^l)}{V(x^h) - V(x^l)}$$

$$\Theta^2 = \frac{\Delta\Omega_{11}}{\Delta\Omega_{12}} = \frac{V(y^h) - V(y^l)}{\text{cov}(x^h y^h) - \text{cov}(x^l y^l)}$$

Ces deux estimateurs ont la même limite sous H_0 , mais ce n'est pas vérifié sous H_1 . Ainsi, le test de la stabilité des paramètres consiste à calculer le déterminant de la différence des variances conditionnelles ou à comparer les deux estimateurs Θ^1 et Θ^2 ⁷⁷.

Van Royen (2002) a indiqué que l'existence des deux estimateurs Θ^1 et Θ^2 , rend possible l'utilisation de la statistique d'Hausman (1987) afin d'appliquer le test DCC. En effet, sous H_0 , soient deux estimateurs possibles de β à savoir $\hat{\Theta}^1$ et $\hat{\Theta}^2$. La différence est $\hat{q} = \hat{\Theta}^1 - \hat{\Theta}^2$. Sous H_0 , \hat{q} admet une limite égale à zéro. Toutefois, sous H_1 , la limite diverge de zéro. La statistique du test est alors :

$$S_c = N \hat{q}' \hat{V}(\hat{q})^{-1} \hat{q}$$

où, N est le nombre d'observations sur les deux périodes de tranquillité et de crise. $\hat{V}(\hat{q})$ est la variance de \hat{q} . Sous H_0 , S_c suit une distribution de Chi-deux χ^2 . Ainsi, le rejet de H_0 signifie l'existence d'un nombre de choc supérieur à un. Alors, le mécanisme de transmission est changé d'où l'évidence de la contagion.

2.2.2.2. Le cas multivarié

Reprenons dans ce cas l'expression (15) qui représente la différence entre les deux matrices de variance covariance calculées respectivement à «t+1» et «t», tel que :

$$\Omega_t = E(X_t' X_t) = A^{-1} \Gamma \Omega_t^z \Gamma' [A']^{-1} + A^{-1} \Omega_t^e [A']^{-1}$$

⁷⁷ Cf. annexe pour une discussion des propriétés asymptotiques de ces deux estimateurs.

Supposons que le changement porte seulement sur la variance du choc (ε_t), dans ce cas, la variation sera seulement de $\sigma_{\varepsilon i}^2$ à $\sigma_{\varepsilon N}^2$:

$$\Delta\Omega_t^\varepsilon = \begin{pmatrix} 0 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 0 & & & \\ & & & \Delta\sigma_{\varepsilon i}^2 & & \\ & & & & \ddots & \\ & & & & & \Delta\sigma_{\varepsilon N}^2 \end{pmatrix} \quad (18a)$$

On note ici que $\Delta\Omega_t^\varepsilon = 0$, alors :

$$\begin{aligned} \det\Delta\Omega_t &= \det[A^{-1}\Delta\Omega_t^\varepsilon(A')^{-1}] \\ &= \det(A^{-1}) \det(\Delta\Omega_t^\varepsilon) \det((A')^{-1}) = 0 \end{aligned}$$

D'après Rigobon (2000), les conditions pour lesquelles le déterminant du changement est égal à zéro, sont satisfaites aussi bien dans le cas multivarié que dans le cas bivarié. En effet, si l'hétéroscédasticité (le changement) se réalise dans les chocs structurels ε_t et si nous avons moins de N changements dans leurs variances correspondantes (comme dans la matrice 18a), le déterminant de $\Delta\Omega_t$ est égal à zéro. Par analogie, si l'hétéroscédasticité est expliquée par les chocs communs z_t et s'il y a moins de K variances qui changent, le déterminant de $\Delta\Omega_t$ est égal aussi à zéro.

A l'égard du cas bivarié, nous formalisons le test DCC dans ce cas à travers une deuxième proposition :

Proposition 2 : *Supposons un système d'équations de variables endogènes décrites par le modèle (14). Alors :*

1/ Si les paramètres sont stables et si l'hétéroscédasticité est expliquée par le changement uniquement de la variance d'un seul type de choc, le déterminant du changement dans la matrice de variance covariance est égal à zéro. Nous pouvons ainsi obtenir des estimations de la vulnérabilité relative représentée par la matrice A.

2/ Par ailleurs, si les paramètres sont stables et si l'hétéroscédasticité est expliquée par le changement d'un nombre strictement inférieur à N pour les chocs sur (ε_t) ou un nombre strictement inférieur à K pour les chocs sur z_t , le déterminant est égal aussi à zéro. Toutefois dans ce cas, les estimations n'ont pas des interprétations structurelles.

Nous discutons dans ce qui suit de l'estimation de la vulnérabilité déjà vue dans la première partie de cette deuxième proposition. Soit un seul changement dans la variance du premier choc ε_{1t} , le changement dans la matrice de variance covariance s'écrit alors :

$$\Delta\Omega_t = \Delta\sigma_{\varepsilon 1}^2 \left[A^{-1} \right]_{\text{colonne 1}} \left[A^{-1} \right]_{\text{colonne 1}}$$

avec, $\left[A^{-1} \right]_{\text{colonne 1}}$ est le vecteur qui correspond à la première colonne de la matrice A^{-1} . Soit ainsi $\left[A^{-1} \right]_{\text{colonne 1}} = (b_{11}, b_{21}, \dots, b_{N1})'$. Alors, le changement dans la matrice de variance covariance conditionnelle peut être écrit comme suit :

$$\Delta\Omega_t = \Delta\sigma_{\varepsilon 1}^2 \begin{pmatrix} b_{11}^2 & b_{11}b_{21} & \dots & b_{11}b_{N1} \\ b_{21}b_{11} & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ b_{N1}b_{11} & & & b_{N1}^2 \end{pmatrix} \quad (18b)$$

Cette matrice est de rang égal à 1, alors son déterminant est égal à zéro.

Nous définissons le vecteur de vulnérabilité comme dans Rigobon (2000). C'est le ratio de l'impact des chocs de toutes les autres $N-1$ variables de b_{i1} de la première équation (1^{ère} ligne de la matrice 18a), sur l'effet du choc du premier membre b_{11} . Ainsi, nous avons $N-1$ procédures d'estimation du vecteur de vulnérabilité (Rappelons que dans le cas bivarié, nous avons 2 procédures d'estimation).

$$\frac{[\Delta\Omega_t]_{\text{ligne } k}}{[\Delta\Omega_t]_{k,1}} = \left(1, \frac{b_{21}}{b_{11}}, \frac{b_{31}}{b_{11}}, \dots, \frac{b_{N1}}{b_{11}} \right)$$

avec, $k \in [0, (N-1)]$

En effet, ces estimations ne sont possibles que si nous avons un seul changement dans les variances de ε_t . Enfin, on note qu'un vecteur de vulnérabilité, similaire à ce que nous venons de discuter, peut aussi être élaboré si nous avons un seul changement dans les variances des chocs communs z_t .

2.3. Limites du test DCC

Certes, le test DCC dans l'article de Rigobon (2003) a pu résoudre maints problèmes économétriques qui se sont manifestés dans les tests antérieurs dans le changement structurel comme le test de Chow. Parmi ces problèmes, citons l'hétéroscédasticité, l'endogénéité et l'omission des variables. Toutefois, plusieurs travaux ultérieurs ont présenté diverses limites aussi bien économétriques qu'économiques du travail de Rigobon (2003) et du test DCC. Ces limites se situent à deux niveaux :

- Sur le plan économique, l'utilisation des prix ou des rendements des actifs financiers ne permet pas d'appréhender correctement le comportement des spéculateurs. En examinant l'application que fait Rigobon du test DCC, nous constatons que l'auteur étudiait seulement le comportement des prix ou des rendements des actifs financiers autour des crises. Cependant, Rigobon (2000) lui-même a indiqué qu'il est possible que le comportement des prix ne change pas durant la période de crise. Ainsi, les prix ne permettent pas de distinguer entre la période de tranquillité et l'épisode de crise. D'après Van Royen (2002), ce rôle pourrait être attribué aux quantités des flux de capitaux ou aux volumes des investissements portefeuille qui reflètent directement la décision des investisseurs. En effet, les travaux antérieurs sur les flux de capitaux, ont montré que ces derniers tendent à avoir des co-mouvements excessifs entre les pays de la même région. Toutefois, Rigobon (2001) a mentionné que l'utilisation des quantités engendrera plus de problèmes économétriques que les prix.

- Sur un plan technique, les limites du test concernant le choix exogène des points du changement structurel ainsi que la méthode d'estimation utilisée :

- L'utilisation des modèles statiques comme les modèles (13) et (14), permet de se concentrer seulement sur les réactions simultanées entre les pays. Cependant, d'après Rigobon (2001), les mécanismes de propagation peuvent avoir des effets *via* d'importants retards qui ne sont pas

tous saisis par la matrice A du modèle (14). En revanche, ces effets ne seront saisis que par des variables retardées. Rigobon (2001) a affirmé que le test DCC est aussi capable de détecter les changements dans les paramètres des variables retardées. Donc, il serait plus intéressant de développer le test DCC vers une analyse dynamique.

- Le plus important problème est l'influence de la durée de la période de crise sur la fiabilité des résultats. En effet, pour Billio et Pelizzon (2003), une longue période de crise doit comporter des observations engendrées par d'autres régimes, et non pas seulement par le régime de crise. Le coefficient de corrélation entre les marchés financiers durant la période de crise devient une combinaison linéaire des coefficients des différents régimes. Dans ce cas, la différence entre les coefficients de corrélation estimés pour les périodes de stabilité et de crise, est moins marquée et la probabilité de rejet de l'hypothèse nulle de stabilité baisse. En revanche, si la période de crise est assez courte, le risque d'inclure d'autres régimes, est très faible. Cependant, les estimations deviennent moins efficaces, augmentant par la même l'écart-type de la statistique utilisée, vu la faiblesse de la taille de l'échantillon (Dungey et 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 comprenant la totalité de l'échantillon. Des restrictions relativement plausibles ont été imposées pour l'identification du système. L'hétéroscédasticité est ainsi corrigée en supposant que les chocs structurels suivent un processus GARCH (1,1). Leurs résultats suggèrent l'existence de la contagion entre les marchés boursiers asiatiques, ce qui est vérifié entre les marchés des changes asiatiques par McAleer et Wei Nam (2005) en utilisant la même approche.

Dans la même logique, Favero et Giavazzi (2000, 2002) ont proposé une nouvelle méthodologie basée sur une estimation à information complète du système (2) sans la composante des variables omises. En fait, ils ont testé la contagion en identifiant la non-linéarité dans la volatilité des chocs structurels à l'origine des mécanismes de propagation. Pour ce faire, ils ont fait appel à des variables dummies qui permettent de détecter les périodes de haute volatilité. En

s'inspirant de cette même méthodologie, Wälti (2003) a introduit explicitement une variable *proxy* des chocs internationaux communs (*Monsoonal Effect*). Contrairement à Rigobon (2003), il a trouvé que l'hypothèse nulle de non contagion entre les marchés boursiers asiatiques durant la crise asiatique est largement rejetée.

Bonfiglioli et Favero (2005) distinguent 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 Model) pour la forme réduite.

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

La contagion est définie, dans cette application, comme le changement significatif dans les mécanismes de propagation des chocs causés par un pays ou un groupe de pays. Ce changement est en fait synonyme de génération de nouveaux canaux de propagation, ce qui entraîne la présence de contagion au sens de Forbes et Rigobon (2001). Dans les travaux empiriques récents, ce changement est identifié *via* la non-linéarité qui figure dans l'interdépendance entre les marchés financiers (Favero et Giavazzi, 2002; Wälti, 2003 ; Bonfiglioli et Favero, 2005). Nous distinguons ici l'interdépendance de court terme, de celle de long terme. Contrairement aux travaux antérieurs, nous identifions la contagion *via* un modèle d'interdépendance de long terme, c'est-à-dire une spécification modélisant la dynamique qui engendre une relation d'interdépendance de long terme. Notre test de présence de contagion procède ainsi en deux étapes. Dans la première, nous testons la

possibilité de présence d'interdépendances de long terme entre les marchés financiers, en identifiant des relations de co-intégration, ce qui nous permet d'explicitier les canaux permanents *via* lesquels les chocs sont normalement propagés. Dans la seconde étape, nous testons l'hypothèse selon laquelle ces canaux ont été modifiés durant la période de crise. En d'autres termes, nous testons la non-linéarité dans le comportement d'ajustement de court terme qui mène à l'équilibre de long terme, dans un modèle ECM.

3.1. Co-intégration et ECM linéaire

Si la combinaison linéaire z_t de deux séries non stationnaires x_t et y_t , est stationnaire, les deux séries sont dites co-intégrées (Engle et Granger, 1987). L'équation (1) estimée $(y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + z_t)$ ⁷⁸ représente alors la relation d'équilibre de long terme entre y_t et x_t . Il existe ainsi une représentation ECM qui permet de concilier les horizons temporels de court et de long terme, représentée comme suit :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

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

Pour Forbes et Rigobon (2001), la présence d'une relation de co-intégration montre l'existence de canaux permanents de propagation des chocs entre les marchés financiers⁷⁹. Formellement, ces canaux permanents qui assurent la propagation des chocs du marché x_t vers le marché y_t sont représentés par le paramètre β de la relation d'équilibre de long terme (équation 1). C'est la raison pour laquelle dans les travaux qui utilisent l'approche de corrélation, le test de la présence de contagion consiste à tester la stabilité de ce coefficient β . Cependant, l'étude des mécanismes de propagation, en utilisant la co-intégration linéaire, se fait sur longue période et omet

⁷⁸ Nous présentons seulement le cas bivarié pour des raisons de simplicité.

⁷⁹ La co-intégration linéaire est aussi utilisée pour vérifier l'intégration et l'efficience des marchés financiers (Cf. Climent et Meneu 2003).

la réalisation de la vraie contagion sur de courtes périodes. Nous utilisons ainsi la spécification ECM (équation 19) 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.

3.2. Nouvelle approche de l'ECM non linéaire (asymétrique)

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

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

Toutefois, l'hypothèse de l'unicité de l'équilibre n'est pas conforme à la réalité économique caractérisée par l'existence de situations asymétriques, comme par exemple la stabilité et la crise, ce qui engendre une multiplicité d'équilibres. Cette réalité est modélisée par l'ECM non linéaire (asymétrique), 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 nul, les mécanismes de propagation représentés par le coefficient β , sont approximés par le rapport des variations des deux séries ($\Delta z_{t-1} = 0 \Leftrightarrow \beta = \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}}$). Ce rapport représente en fait la dynamique de court

terme, voire les co-mouvements qui assurent une propagation permanente des chocs entre les deux marchés financiers.

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

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

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta_1 z_{t-1}^+ + \delta_2 z_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (20)$$

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

4. Données et résultats

Dans cette section, nous testons la contagion avec le test DCC, entre un ensemble d'indices boursiers asiatiques. Tout en gardant le même test, nous menons par la suite une étude comparative entre les marchés boursiers et les marchés des dettes souveraines (« *spread* »). Nous utilisons ces derniers afin d'appliquer enfin notre nouvelle méthodologie, proposée dans ce chapitre, pour détecter la présence de la contagion.

4.1. Résultats du Test DCC

Avant de présenter les résultats du test DCC sur les marchés boursiers, nous commençons tout d'abord par une analyse descriptive des données ainsi qu'une présentation des périodes de tranquillités et de crises utilisées. Nous discutons par la suite les procédures de l'implémentation du test DCC.

4.1.1. Données et définitions des périodes de crises

La plupart des travaux empiriques sur la contagion utilisent les marchés boursiers comme indicateur des attentes et du comportement des investisseurs internationaux (Tan, 1998 ; Masih et Masih, 1999 ; Rigobon 2003). D'autres travaux sont basés sur les marchés des changes (AuYong et alii, 2004 ; McAleer et Wei Nam (2005) et les marchés des taux d'intérêt (Baig et Goldfajn, 1998 ; Khalid et Kwai, 2003).

Dans notre validation empirique du test DCC de Rigobon, nous utilisons des données relatives aux rendements journaliers de 8 indices boursiers asiatiques libellés en dollars. Les rendements sont calculés sur la base de 2 jours. Nous disposons des données de Bloomberg qui couvrent la période du 2 janvier 1995 au 30 juin 1999. Les pays étudiés sont : la Corée (COR), Hong-kong (HK), l'Indonésie (IND), la Malaisie (MAL), Les Philippines (PHIL), Singapore (SING), Taiwan (TAIW) et la Thaïlande (THAIL).

Le tableau 1 fourni la matrice des corrélations ainsi que quelques statistiques descriptives des rendements des pays de l'échantillon :

Tableau 1 : Matrice de corrélation et statistiques descriptives des rendements boursiers calculés sur une base de 2 jours

	Corée	Hong-Kong	Indonésie	Malaisie	Philippines	Singapore	Taiwan	Thaïlande
Corée	1.00							
Hong-Kong	0.287	1.00						
Indonésie	0.236	0.403	1.00					
Malaisie	0.232	0.463	0.382	1.00				
Philippines	0.232	0.486	0.439	0.352	1.00			
Singapore	0.261	0.695	0.472	0.487	0.616	1.00		
Taiwan	0.207	0.318	0.189	0.234	0.243	0.320	1.00	
Thaïlande	0.326	0.407	0.445	0.418	0.398	0.529	0.256	1.00
<i>Moyenne</i>	-0.0009	0.0005	9.44 ^E -05	-0.0008	0.007	-0.0003	6.75 ^E -05	-0.0021
<i>Médiane</i>	-0.0018	0.0004	0.0001	-0.0004	-0.0011	-0.0001	0.0004	-0.0046
<i>Max</i>	0.150	0.134	0.147	0.351	8.241	0.135	0.084	0.215
<i>Min</i>	-0.142	-0.207	-0.157	-0.147	-0.140	-0.155	-0.088	-0.112
<i>Ecart type</i>	0.033	0.028	0.031	0.031	0.252	0.023	0.021	0.031
<i>Nb. Obs.</i>	1044	1051	1047	1050	1074	1078	1024	1034

Les corrélations entre les rendements s'avèrent assez élevées. Nous distinguons notamment la forte corrélation du marché boursier du Hong-Kong avec les autres marchés boursiers de l'échantillon. Les statistiques descriptives montrent en outre une grande similarité des évolutions des rendements boursiers des pays de l'échantillon, ce qui tend à indiquer une forte interdépendance entre ces marchés.

Comme nous avons discuté dans la section 3.2., le principe du test DCC est d'examiner si les mécanismes de propagations des chocs entre deux pays changent significativement entre une période de référence et une période de test à savoir la période de faible volatilité et la période de forte volatilité. Nous suivons alors Rigobon (2003) dans la définition de ces deux périodes. Nous utilisons ainsi la crise asiatique comme l'événement qui discrimine entre ces deux périodes. Le tableau 2 présente les différentes périodes de forte volatilité, utilisées dans notre étude, relatives au trois pays originaires de crise.

Tableau 2 : Définitions des périodes de faible et de haute volatilité

Pays originaires de crise	Période de faible volatilité		Périodes de forte volatilité	
	Début	Fin	Début	Fin
Thaïlande	2 janvier 1997	2 juin 1997	10 juin 1997	29 août 1997
Hong-Kong	2 janvier 1997	2 juin 1997	27 octobre 1997	28 novembre 1997
Corée	2 janvier 1997	2 juin 1997	1 décembre 1997	30 janvier 1998

En fait, la crise asiatique a commencé en juin 1997 avec la dévaluation du « bath » thaïlandais et elle a duré jusqu'au début de l'année 1998. La période de faible volatilité est définie donc comme les 6 mois avant la dévaluation thaïlandaise. Par ailleurs, nous utilisons 3 périodes de haute volatilité : la première est relative à la crise thaïlandaise qui commence au début du mois de juin 1997. La deuxième commence avec la crise Hong-Kong le 27 octobre 1997. D'après Rigobon (2003), cette crise de Hong-Kong est la seule crise dont la date de déclenchement est connue. En effet, la date de déclenchement de cette crise correspondait à une augmentation du taux d'intérêt de court terme assez spectaculaire. La troisième période de forte volatilité correspond à la période de la crise coréenne.

Cependant, comme nous avons déjà discuté auparavant, l'utilisation des courtes périodes de crise, comme les nôtres, permet d'assurer leur homogénéité. Par contre elles engendrent d'un autre côté un biais dans les estimations. Dès lors, nous utilisons aussi une longue période de crise afin d'étudier la sensibilité des résultats. Cette période s'étale de 10 juin 1997 jusqu'au 30 janvier 1998.

4.1.2. Procédure du test DCC

Pour la mise en œuvre du test DCC, nous suivons la démarche de Rigobon (2003). Nous utilisons ainsi un modèle structurel qui s'apparente à une extension du modèle (14). Dans ce nouveau modèle figure des variables retardées et des variables de contrôles. Il peut être considéré comme étant un modèle à facteur latent :

$$AX_t = c + \phi(L)X_t + \Phi(L)Y_t + \Gamma z_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

avec, Y_t est le vecteur des variables exogènes de contrôle. X_t est le vecteur des rendements des marchés boursiers utilisés. Nous rappelons que nos estimations se font avec des rendements de 2 jours.

Les variables de contrôles sont en effet les taux d'intérêt à court terme. Ces dernières sont utilisées comme des proxies des chocs communs non observables tels que la coordination des politiques monétaires entre les pays ou le changement dans les perceptions des risques chez les investisseurs. Cependant, l'utilisation de ces taux d'intérêt peut engendrer une sous estimation des propagations des chocs.

Les chocs du modèle (21) sont alors estimés par les résidus de la forme réduite suivante :

$$X_t = A^{-1}c + A^{-1}\phi(L)X_t + A^{-1}\Phi(L)Y_t + v_t \quad (22)$$

tel que $Av_t = \Gamma z_t + \varepsilon_t$. Notons aussi que l'équation (22) peut être estimée en utilisant un modèle VAR.

Dès lors, la procédure du test DCC est la suivante: d'abord, nous estimons le modèle VAR (Equation 22) afin de récupérer les résidus. Ensuite, nous divisons les séries des résidus en deux sous-périodes de faible et de forte volatilité telles qu'elles ont été définies dans le tableau 2. Puis, nous estimons les deux matrices des variances – covariances des résidus estimées à partir de l'équation (22) en utilisant les deux sous périodes de faible et de forte volatilité. Enfin, nous testons la stabilité des mécanismes de propagation en testant l'hypothèse nulle du test DCC. Afin d'effectuer notre test paramétrique, nous estimons la distribution du déterminant de changement dans la matrice de variance – covariance entre les deux régimes, par la méthode de Bootstrapping. Donc, pour construire un intervalle de confiance avec le quel nous jugeons l'acceptation ou le rejet de l'hypothèse nulle, nous utilisons plutôt la distribution asymptotique de la matrice de variance – covariance des résidus⁸⁰. Il faut noter aussi que cette procédure nous permet de tester la stabilité aussi bien de $\Phi(L)$ que de A et de L . (Cf. Rigobon, 2003).

Cependant, Billio et Pelizzon (2003) ont montré que l'analyse multivariée présente un niveau de robustesse plus faible que celui de l'analyse bivariée. D'après eux, l'augmentation de la volatilité est saisie beaucoup plus facilement dans le cas bivarié que dans le cas multivarié lorsque nous procédons à une analyse sur les résidus. Nous traitons ainsi dans ce travail le cas bivarié en plus de cas multivarié. L'analyse bivariée nous permet aussi d'étudier la stabilité des mécanismes de propagation des chocs pour chaque pays contrairement au travail de Rigobon (2003) qui étudie la stabilité entre un ensemble de pays. Dans cette analyse bivariée, nous choisissons aussi de ne pas utiliser les distributions asymptotiques en recourant à la méthode de bootstrapping. Nous testons donc la stabilité des mécanismes de propagation en testant la validité des instruments (voir la section 2.2.2). Cette procédure qui converge vers celle de Rigobon (2003) utilisée dans le cas multivarié (voir la section 2.2.2), nous permet de préciser explicitement le pays originaire de la

⁸⁰ Nous avons utilisé le programme de Rigobon disponible sur internet. Pour plus de détails, voir Rigobon (2003).

crise. En effet, dans la procédure de Rigobon, le pays originaire de crise est identifié implicitement par le choix de la période de crise.

Aussi bien pour les applications du cas multivarié que pour celles du cas bivarié, l'étude se fait avec respectivement la Thaïlande, Hong-Kong et la Corée, comme pays originaires de la crise.

4.1.3. Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos applications du test DCC relatifs respectivement à la Corée, Hong-Kong et la Thaïlande. Dans chaque application, un de ces trois pays est considéré comme étant le pays originaire de la crise. Le tableau 3 synthétise les résultats du cas multivarié tandis que les tableaux 4, 5 et 6 donnent les résultats du cas bivarié. Notons que nous utilisons dans le cas bivarié, le test d'Hausman de la validité des instruments qui est équivalent à celui du DCC⁸¹. Dans ces différents tableaux, nous présentons les résultats relatifs à des courtes périodes de crise et issus d'une estimation du modèle VAR avec 5 retards. Nous présentons aussi les résultats relatifs à une longue période de crise. Nous utilisons aussi pour ces résultats des estimations d'un modèle VAR avec 5 retards. Notons que ce nombre de retards nous a fourni des estimations avec les plus faibles critères d'informations.

Dans le tableau 3, la première colonne montre la valeur estimée de déterminant du changement dans la matrice des variances-covariances. La deuxième colonne indique l'écart-type estimé du déterminant obtenu par la procédure de Bootstrapping. La troisième colonne fournit la valeur de la statistique utilisée. Cette dernière ne nous permet pas de décider l'acceptation ou le rejet de l'hypothèse nulle puisque la distribution du déterminant n'est pas normale pour le cas des petits échantillons. Par ailleurs, la décision se fait à partir de la probabilité qui figure dans la quatrième colonne. En effet, si cette probabilité est très petite (inférieure à 0,05) ou très grande (supérieure à 0,95), nous rejetons l'hypothèse nulle et nous jugeons que le déterminant est différent de zéro.

⁸¹ Cf. section précédente pour plus de détails.

Tableau 3 : Résultats du test DCC (cas multivarié)

	Déterminant	Ecart type	La statistique (z)	Probabilité	signification
Thaïlande (1)	$1.439 \cdot 10^{-69}$	$2.75 \cdot 10^{-69}$	0.523	0.688	0
Corée (2)	$-2.176 \cdot 10^{-32}$	$1.74 \cdot 10^{-32}$	-1.25	0.11	0
Hong-Kong (3)	$9.322 \cdot 10^{-15}$	$7.176 \cdot 10^{-15}$	1.299	0.94	0
(1) + (2) + (3)	$-9.394 \cdot 10^{-69}$	$1.919 \cdot 10^{-68}$	-0.489	0.496	0

Comme le montrent les résultats précédents, l'hypothèse de stabilité des mécanismes de propagation est toujours acceptée. En effet, nous ne distinguons aucun cas de rejet aussi bien pour les courtes périodes de crise que pour la longue période de crise ; les probabilités relatives sont toujours soit supérieures à 0,05 ou soit inférieures à 0,95 bien qu'elle soient très proches à ces valeurs critiques pour le cas de Corée et Hong-Kong. Deux conclusions sont alors tirées de cette application :

- La crise déclenchée en Thaïlande n'était pas « contagieuse ». Sa propagation dans les pays de la région s'est plutôt réalisée à travers des canaux permanents qui existent aussi bien durant la période de stabilité que durant la période de crise. Concernant la transmission de la crise vers la Corée et Hong-Kong, nous préférons ne pas en tirer de conclusions économiques définitives vu la non robustesse des résultats par rapport au seuil de risque.
- L'utilisation d'une longue période de crise a généralisé la conclusion de la nature non contagieuse de la crise asiatique, mais elle ne nous permet pas, par ailleurs, de traiter les crises au cas par cas.

Dans les tableaux 4, 5 et 6, la première colonne fournit les valeurs de la statistique de χ^2 du test d'Hausman pour la validité des instruments entre le pays originaire de la crise et le pays affecté. Dans la deuxième colonne, nous présentons la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle de la stabilité des mécanismes de propagations des chocs « *p-value* », relative à chaque statistique de χ^2 . La troisième colonne montre par ailleurs les résultats des tests de stabilité. Nous utilisons les caractères « N » et « C » pour indiquer respectivement l'acceptation et le rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des mécanismes de propagations des chocs entre les deux pays.

Tableau 4 : Résultats du test DCC (Source de contagion : Corée)

Pays affectés	χ^2	p-value	decision	χ^2	p-value	decision
Indonésie	3.38	0.065	N	0.51	0.473	N
Corée	2.5	0.113	N	0.71	0.4003	N
Malaisie	0.29	0.589	N	0.37	0.543	N
Philippines	0.34	0.558	N	0.59	0.442	N
Singapore	0.06	0.803	N	0.74	0.389	N
Taiwan	4.61	0.031	C	0.03	0.869	N
Thaïlande	18.16	0.000	C	0.49	0.485	N
Période de crise	01 / 12 / 1997 – 30 / 01 / 1998			10 / 6 / 1997 - 30 / 01 / 1998		

Tableau 5: Résultats du test DCC (Source de contagion : Hong-Kong)

Pays affectés	χ^2	p-value	decision	χ^2	p-value	decision
Indonésie	0.00	0.955	N	0.06	0.804	N
Corée	0.00	0.976	N	0.35	0.556	N
Malaisie	0.02	0.893	N	0.37	0.543	N
Philippines	0.00	0.97	N	0.00	0.983	N
Singapore	0.14	0.709	N	0.26	0.607	N
Taiwan	0.01	0.905	N	0.02	0.899	N
Thaïlande	0.04	0.845	N	0.21	0.647	N
Période de crise	27 / 10 / 1997 – 28 / 11 / 1998			10 / 6 / 1997 - 30 / 01 / 1998		

Tableau 6 : Résultats du test DCC (Source de contagion : Thaïlande)

Pays affectés	χ^2	p-value	decision	χ^2	p-value	decision
Indonésie	0.05	0.83	N	0.00	0.949	N
Corée	0.26	0.61	N	0.01	0.931	N
Malaisie	14.72	0.0001	C	0.01	0.921	N
Philippines	0.51	0.475	N	0.00	0.963	N
Singapore	0.09	0.758	N	0.01	0.9408	N
Taiwan	0.17	0.679	N	0.00	0.956	N
Thaïlande	0.00	0.953	N	0.01	0.919	N
Période de crise	10 / 06 / 1997 - 29 / 08 / 1997			10 / 6 / 1997 - 30 / 01 / 1998		

Dans le cas bivarié, l'hypothèse de stabilité des mécanismes de propagation est souvent acceptée. En effet, nous ne distinguons aucun cas de rejet dans le cas de Hong-Kong aussi bien pour la courte période de crise que pour la longue période de crise. Par ailleurs, nous relevons un rejet de l'hypothèse de stabilité dans le cas de la transmission de la crise coréenne vers Taiwan et la Thaïlande pour des courtes périodes de crises : les probabilités de rejeter à tort cette hypothèse nulle sont respectivement égales à 0.031 et 0.000 qui sont inférieures au risque d'erreur de 5%. Toutefois, dans le cas d'une longue période de crise, ces résultats ne sont plus vérifiés.

Pour la crise Thaïlandaise, le rejet de l'hypothèse de stabilité des mécanismes de propagation n'est vérifiée qu'avec la Malaisie avec un p-value égale à 0.0001 inférieure au risque de 5%. Ce résultat, cependant, n'est pas vérifié lorsque nous considérons une longue période de crise.

Avec cette légère amélioration des résultats, nous confirmons les conclusions de Billio et Pelizzon (2003). Plus souvent, l'analyse en terme bivarié permet de détecter l'augmentation de la volatilité. Toutefois, cette amélioration n'est pas vérifiée lorsque nous utilisons une longue période de crise. Nous rejoignons alors les résultats de Dungey et Zhumabekova (2001) et Billio et Pelizzon (2003) qui mettent en question la validité de l'utilisation des longues périodes de crises.

Enfin, nos résultats rejoignent les résultats de Rigobon (2003) dans le sens où la non stabilité des mécanismes de propagation pour la crise asiatique, n'est pas vérifiée dans la plupart des cas. Il s'agissait donc de l'interdépendance et non pas de la contagion.

4.2. Analyse comparative entre les marchés boursiers et les marchés des dettes souveraines

Dans ce qui suit, nous appliquons le test DCC sur deux types de marchés à savoir les marchés boursiers et les marchés des dettes souveraines. Pour ce faire, nous utilisons les mêmes périodes de tranquillités et de crises. Contrairement aux applications précédentes, nous étudions dans ce cas seulement la contagiosité des deux crises thaïlandaise et coréenne. Nous n'étudions pas la crise de la Hong-Kong faute de données suffisantes disponibles.

4.2.1. Données utilisées et analyse descriptive des spreads

Dans cette section, nous utilisons un échantillon de 5 pays de sud-est asiatique à savoir : la Corée (COR), l'Indonésie (IND), la Malaisie (MAL), les Philippines (PHIL) et la Thaïlande (THAIL). Nous utilisons des données journalières relatives aux indices boursiers pour une période qui va du 31 janvier 1997 au 31 décembre 1998. La source des données est MSCI. En fait, contrairement à Bloomberg, les statistiques issues de cette source ne présentent pas des données manquantes. Nous suivons également Sander et Kleimer (2003) et utilisons des données journalières relatives aux *spreads* sur des obligations souveraines libellées en dollars (US) émises sur les marchés internationaux. Pour ce marché obligataire, la période est du 30 avril 1997 au 18 mai 1998. Notons que le choix de la période est dicté nécessairement par la disponibilité des données.

Nous utilisons le *spread* puisque c'est une parfaite mesure du risque auquel fait face un pays. Nous l'utilisons donc comme un indicateur de la perception des marchés financiers internationaux. Notons aussi que le choix des périodes est dicté par la disponibilité des données.

Plus formellement, les *spreads* utilisés dans cette thèse 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 américain⁸². 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.

Le tableau 7 fournit la matrice des corrélations, ainsi que quelques statistiques descriptives des *spreads* des pays de l'échantillon :

⁸² Cf. Baig et Goldfajn (1998) pour plus de détails sur la méthode de construction des *spreads*

Tableau 7 : 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 illustrent l'interdépendance financière entre les pays de l'échantillon, engendrée par la perception du risque pays chez les investisseurs internationaux. Cette perception est en fait véhiculée par le degré de diversification des portefeuilles ainsi que par le degré de liquidité des marchés 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, marqués 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 de *spreads* d'un régime de tranquillité à un régime de haute volatilité.

4.2.2. Résultats

Nous commençons notre analyse par la définition des périodes de crises. En effet, nous utilisons les mêmes périodes de crises relatives à la Thaïlande et la Corée (Tableau 2). Cependant, nous modifions le début de leurs périodes de stabilité : cette période commence le 31 janvier 1997 pour les marchés boursiers et le 30 avril 1997 pour les marchés de dettes souveraines.

Les tableaux 8 et 9 présentent les résultats du test DCC pour les marchés boursiers et des dettes souveraines respectivement. Nous étudions, en effet, la nature des transmissions des chocs thaïlandais et coréen sur le reste des pays de l'échantillon à travers ces deux marchés financiers. En plus des courtes périodes de crises, discutées ci-dessus, nous utilisons aussi une longue période de crise entre le 10 juin 1997 jusqu'au 30 janvier 1998.

Tableau 8 : Résultats du test multivarié DCC (marché boursier)

	Déterminant	Ecart type	La statistique (z)	Probabilité	signification
Thaïlande (1)	$-6.41 \cdot 10^{-37}$	$1.102 \cdot 10^{-36}$	-0.581	0.558	0
Corée (2)	$8.505 \cdot 10^{-32}$	$8.144 \cdot 10^{-31}$	0.104	0.196	0
(1) + (2)	$1.159 \cdot 10^{-31}$	$1.163 \cdot 10^{-32}$	0.099	0.254	0

Tableau 9 : Résultats du test multivarié DCC (marché des dettes souveraines)

	Déterminant	Ecart type	La statistique (z)	Probabilité	signification
Thaïlande (1)	$-1.278 \cdot 10^{-32}$	$1.986 \cdot 10^{-32}$	-0.643	0.336	0
Corée (2)	$-2.59 \cdot 10^{-25}$	$7.67 \cdot 10^{-25}$	-0.337	0.174	0
(1) + (2)	$-5.92 \cdot 10^{-28}$	$5.604 \cdot 10^{-28}$	-1.049	0.456	0

Comme pour les résultats de la section précédente, nous remarquons que l'hypothèse de stabilité des mécanismes de propagation est toujours acceptée. Les crises thaïlandaise et coréenne ne sont pas contagieuses. En effet, ce résultat est vérifié aussi bien à travers les marchés boursiers qu'à travers les marchés des dettes souveraines, ce qui confirme les résultats de Baig et Goldfajn (1998).

4.3. Résultats de l'ECM non linéaire

Afin de tester l'existence de la contagion durant la crise asiatique, nous utilisons aussi 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). La période étudiée va du 30 avril 1997 au 18 mai 1998 et comporte une sous-période de tranquillité (du 30/04/1997 au 01/07/1997) et une sous-période de crise qui commence le 2 juillet 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 extraites de *Datastream*.

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

Nous commençons notre étude de co-intégration par le 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, Schmidt et Shin (KPSS) qui, contrairement aux deux autres tests, est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité.

Le tableau 10 présente les résultats des différents tests de racine unitaire sur les niveaux et les différences premières du logarithme des séries. Il en ressort que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 ($I(1)$) à un seuil de 5%. Ce résultat révèle ainsi la possibilité d'une relation de co-intégration entre les différents *spreads* utilisés, ce que nous allons tester au moyen de l'approche de Johansen.

Tableau 10 : 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 et (0.463) pour le test KPSS (source : Kwiatkowski et alii, 1992), à un seuil de 5%.

Le tableau 11 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 ($r \leq 0$)⁸³ 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

⁸³ r est le nombre de relations de co-intégration.

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), supposées être à l'origine des chocs. En fait, nous ne nous limitons pas à un seul pays comme source de contagion puisque nous supposons, dans notre définition, que les chocs peuvent être causés par un pays ou un groupe de pays.

Tableau 11 : 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 12 présente les estimations des différentes équations de long terme relatives à chaque pays, ainsi que les résultats des tests de racine unitaire sur chaque erreur d'équilibre relative. Les tests d'ADF et PP montrent la stationnarité en niveau seulement des résidus estimés⁸⁴ à partir des équations de long terme dont les variables endogènes sont MAL et PHIL⁸⁵. Ce résultat confirme par ailleurs l'existence d'une relation de co-intégration entre les *spreads* selon l'approche d'Engle et Granger (1987) et corrobore le résultat du test de Johansen déjà présenté. Nous spécifions ainsi deux équations possibles du modèle à correction d'erreur (Eq.3) dans lesquels nous normalisons respectivement les coefficients relatifs à Δ MAL et Δ PHIL. Ces deux équations modélisent ainsi la dynamique de court terme qui assure une situation d'interdépendance de long terme à travers laquelle se propagent, d'une façon permanente, les chocs réalisés dans la région vers la Malaisie et Les Philippines.

⁸⁴ La figure 2 de l'annexe fournit l'évolution des différentes erreurs d'équilibre.

⁸⁵ Nous interprétons l'évidence de la co-intégration seulement si les deux tests autorisent le rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité du résidu.

Tableau 12 : Résultats des estimations des équations de long terme

	COR	IND	MAL	PHIL	THAIL
C	-3.41 (-7.478)	-0.632 (-1.352)	0.828 (1.027)	3.425 (81.49)	-3.082 (-7.26)
COR	-	0.073 (1.3)	0.428 (4.528)	0.162 (6.814)	0.38 (7.415)
IND	0.085 (1.3)	-	1.44 (24.95)	0.07 (2.591)	0.335 (5.891)
MAL	0.165 (4.528)	0.483 (24.955)	-	-0.032 (-2.046)	-0.26 (-8.33)
PHIL	0.909 (6.814)	0.342 (2.59)	-0.469 (-2.04)	-	0.998 (8.452)
THAIL	0.445 (7.415)	0.34 (5.89)	-0.787 (-8.33)	0.21 (8.452)	-
R^2	0.94	0.95	0.9	0.93	0.934
ADF	-3.764	-3.677	-5.159	-5.257	-2.831
PP	-3.865	-5.35	-5.76	-5.148	-3.873

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

* Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

*La valeur critique est égale à (-4.41) pour le test d'ADF et PP (source : MacKinnon, 1991), à un seuil de 5%.

Le tableau 13 synthétise les résultats des estimations univariées des deux spécifications ECM linéaires identifiées. L'estimation de l'équation dont la variables endogènes est $\Delta PHIL$, a été corrigée du biais d'hétéroscédasticité par le processus GARCH (1,1), eu égard au résultat du test ARCH⁸⁶(p-value relative à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité est égale 0.0001). La méthode d'estimation est alors le Maximum de vraisemblance. Les coefficients relatifs aux erreurs d'équilibres s'avèrent toujours négatifs (-0.158 et -0.135 dans les deux équations) et significativement différents de zéro au seuil statistique de 5% (leurs t de student sont respectivement égaux à -4.664 et -3.99 qui sont supérieurs à 1,96 en valeur absolue). Dès lors, le phénomène de retour vers l'équilibre de long terme est vérifié dans les deux spécifications. Toute déviation dans les variables exogènes de l'équation de long terme, se compense par une réaction de la variable endogène afin de ramener le système à l'équilibre, ce qui montre par ailleurs la présence des canaux permanents de propagation des chocs vers la Malaisie et Les Philippines. Nous constatons, en outre, que les valeurs décalées du *spread* de la Thaïlande expliquent significativement les *spreads* de la Malaisie et des Philippines. Cependant, le signe

⁸⁶ La statistique du test ARCH d'hétéroscédasticité est donnée par χ^2_{ARCH} avec 1 degré de liberté.

négatif de leur coefficient, est difficilement interprétable. Par contre, les valeurs décalées du *spread* coréen s'avèrent statistiquement différente de zéro avec un signe positif seulement dans l'équation explicative du *spread* de la Malaisie. Ce résultat montre le poids très important du marché financier coréen dans les décisions d'investissement dans les deux marchés de la Malaisie et des Philippines.

Tableau 13 : Résultats des estimations des ECM linéaires

	Δ MAL	Δ PHIL
ECM linéaire		
C	0.055 (0.655)	0.001 (0.83)
Δ COR (-1)	0.603 (4.135)	0.041 (1.027)
Δ IND (-1)	0.065 (-0.511)	-0.057 (-1.75)
Δ MAL (-1)	0.047 (0.08)	0.011 (0.852)
Δ PHIL (-1)	0.009 (0.045)	-0.114 (-1.22)
Δ THAIL (-1)	-0.267 (-1.85)	-0.135 (-3.99)
z_{t-1}	-0.158 (-4.664)	-0.135 (-3.99)
R²	0.16	0.069
Test ARCH		
χ^2_{ARCH} (p-value) ^a	0.0249 (0.874)	14.41(0.0001)
χ^2_{ARCH} (p-value) ^b	-	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).

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

Le tableau 14 rapporte les résultats des estimations des modèles ECM non linéaires (asymétriques). Nous corrigeons le biais d'hétéroscédasticité de l'estimation de l'équation contenant la variable endogène Δ PHIL par le processus GARCH (1,1) (p-value relative à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité devient égale à 0.821). L'estimation des modèles ECM non linéaires fournit en fait une information supplémentaire sur l'asymétrie entre l'ajustement vers

l'équilibre de tranquillité et l'ajustement vers l'équilibre de crise dans le cas d'une relation de co-intégration de long terme.

Tableau 14: Résultats des estimations des ECM non linéaires

	Δ MAL	Δ PHIL
ECM non linéaire		
C	0.002 (0.239)	0.0019 (1.16)
Δ COR (-1)	0.529 (3.583)	0.094 (3.252)
Δ IND (-1)	-0.047 (-0.372)	0.016 (0.582)
Δ MAL (-1)	0.012 (0.221)	0.014 (1.116)
Δ PHIL (-1)	0.008 (0.039)	-0.279 (-4.275)
Δ THAIL (-1)	-0.216 (-1.5)	0.002 (0.142)
z_{t-1}^+	-0.07 (-1.65)	-0.213 (-4.77)
z_{t-1}^-	-0.23 (-5.06)	-0.094 (-2.453)
R²	<i>0.18</i>	<i>0.031</i>
Test ARCH		
χ_{ARCH}^2 (p-value) ^a	0.0005 (0.981)	18.142(0.0002)
χ_{ARCH}^2 (p-value) ^b	-	0.05(0.821)
Test de non linéarité		
H ₀ : $\delta_1 = \delta_2$ (p-value)	F(1.264) = 5.719 (0.017)	F(1.261) = 4.02 (0.046)
Hypothèse de linéarité	Rejeter	Rejeter

* 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).

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

de 10%) : la condition d'existence du phénomène de retour vers l'équilibre pour les deux périodes de tranquillité et de crise est vérifiée. Leurs coefficients sont, par ailleurs, statistiquement différents à un seuil statistique de 5% dans les deux équations: la statistique de Fisher montre le rejet de l'hypothèse nulle d'égalité entre ces deux coefficients ($F(1, 264) = 5.719$ avec une p -value = 0.017 pour la Malaisie et $F(1, 261) = 4.02$ avec une p -value = 0.046 pour les Philippines). Nous vérifions ainsi l'asymétrie de l'ECM dans ces deux cas. Cette non-linéarité implique en effet un changement dans les mécanismes de propagation des chocs de l'ensemble des pays de l'échantillon vers la Malaisie et les Philippines. Ce changement est dû, en fait, à la création de nouveaux canaux de propagation durant la période de crise, ce qui tend à confirmer les théories contingentes aux crises. Nos résultats montrent donc l'existence d'un processus de contagion entre certains des pays asiatiques affectés par la crise de 1997-1998.

4.3.3. Interprétations et préconisation de politiques économiques

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 peuvent expliquer nos résultats obtenus pour la Thaïlande et l'Indonésie. Il est vraisemblable que nous n'avons pas pu identifier un phénomène de contagion pour ces deux pays parce qu'ils ont été les premiers 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'Indonésie⁸⁷, même durant la période de stabilité, laisse penser que ce pays a subi d'une façon permanente des chocs transmis de la Thaïlande vu 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 des Philippines. Cette conclusion confirme les travaux de McAleer et Nam (2005). En effectuant des tests sur les corrélations, ajustées de l'effet de l'hétéroscédasticité, d'un ensemble de

⁸⁷ Cf. Cerra et Saxena (2000) pour plus de détail sur les problèmes macroéconomiques de ce pays.

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

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. Nous proposons dans ce qui suit deux explications plausibles :

- Ce résultat en apparence contre-intuitif se comprend aisément en fonction du type même de contagion identifiée par notre méthode d'investigation. Cette forme de contagion n'est, en effet, nullement basée sur une alternative binaire entre de bons ou de mauvais fondamentaux. Conceptuellement, la contagion 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, 1999a). Tel était bien le cas de la Malaisie et des Philippines, mais pas de la Corée dont les fondamentaux étaient bons. Dans cette perspective, on peut ainsi comprendre que les investisseurs ont bien discriminé entre les pays de la région en se basant sur les fondamentaux afin de coordonner et polariser leurs anticipations vers l'équilibre de crise. Dans ce sens, les crises en Thaïlande et en Indonésie ont servi de signaux d'alarme « *wake up call* » (Goldestein, 1998) qui ont mené les investisseurs à réexaminer les problèmes macroéconomiques en Malaisie et aux Philippines, mais pas – au départ – en Corée.

Toutefois cette explication ne peut pas être définitive. Elle reste, en effet, conditionnée par la méthode économétrique utilisée dans ce chapitre. Cette dernière n'intègre pas les fondamentaux dans le test de l'identification de la contagion. Dès lors, elle n'a pas pu saisir l'effet des fondamentaux dans le cas coréen.

- Nous n'avons pas été en mesure d'identifier un processus de contagion pour la Corée parce qu'elle n'a pas été affectée sur son marché des dettes souveraines. En effet, nous n'avons pas pu spécifier une équation ECM qui explique la variation du *spread* coréen, puisque ce dernier ne peut être qu'une variable exogène dans les équations de long terme. La Corée n'avait pas une crise de la dette souveraine lors de l'épisode de la crise asiatique (Jeanne, 2003). La crise était réalisée seulement sur les marchés des changes et bancaire, comme le montre le tableau ci-dessous.

Tableau 16 : Différents aspects des crises des années 1990

	Brésil	Indonésie	Corée	Mexique	Thaïlande	Russie
Crise de change	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Crise bancaire	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Crise de la dette souveraine	Oui	Non	Non	Oui	Non	Oui
Fuite des capitaux	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Source : Olivier Jeanne (2003)

Contrairement aux politiques économiques traditionnellement mises en place qui s'efforcent de prévenir les risques de transmission des crises en agissant sur les liens de long terme entre les économies, les résultats de ce chapitre tendent à montrer la nécessité de politiques qui se basent sur des stratégies d'isolement/cantonement à court terme :

- Les autorités monétaires peuvent appliquer un contrôle des capitaux. En effet, plusieurs économistes dont Wyplosz (1998) ont suggéré d'appliquer une internationale régulation des flux de capitaux. Les autorités peuvent notamment imposer donc une taxe sur les capitaux de court terme sortants. Bensaïd et Jeanne (1996) montrent également qu'un niveau approprié d'une taxe de « *Tobin* » peut éliminer la possibilité d'une situation d'équilibres multiples.
- Une participation plus active des institutions internationales et tout particulièrement du FMI à la gestion de l'isolement à court terme des économies à risque apparaît également indispensable.

L'idée a été avancée que le FMI puisse jouer véritablement le rôle d'un prêteur international en dernier ressort. Pour Forbes et Rigobon (2002), ce serait sans doute la réponse la plus appropriée pour lutter contre la contagion. De manière plus précise, Moser (2003) suggère que l'assistance de court terme du FMI en cas de problème de liquidité, dépende des mécanismes spécifiques de la contagion avec comportements auto-réalisateurs⁸⁸. En effet, Moser préconise une telle assistance dans le cas d'une contagion liée à la variable tache solaire ou information incomplète. Cette assistance a aussi plus de chance de réussir dans le cas d'une grande diversification des portefeuilles des investisseurs internationaux qui engendre un comportement de rééquilibrage des portefeuilles pour des motifs de risque et des contraintes de liquidité.

- Les autorités peuvent développer des moyens préventifs visant à appliquer une stratégie de « cantonnement » au niveau local des crises. Les lignes crédit contingentes (LCC) du FMI s'inscrivent typiquement dans cette orientation, en ce qu'elles promeuvent une nouvelle forme de conditionnalité plus préventive du Fonds. En effet, les LCC sont destinées à « *protéger de la contagion les pays dont la structure de la dette est raisonnable et dont les politiques structurelles et macroéconomiques sont solides (...). Elles donnent aux pays émergents des incitations à prendre des mesures anticipées pour éviter le risque d'une crise financière* » (Rapport des ministres des Finances du G-7 au Sommet économique de Cologne du 18 au 20 juin 1999. Nous soulignons). En offrant une ligne de défense supplémentaire aux pays à la fois « sains » (bons fondamentaux) et « bons élèves » (qui respectent des normes de bonne gestion macroéconomique et financières), ce type de mesure participe d'une stratégie d'endiguement ou de cantonnement des crises à une échelle locale, en faisant bénéficier spécifiquement les pays éligibles d'une ligne de barrage spécifique additionnelle contre la contagion. En même temps, qu'elles incitent le FMI à miser davantage sur la prévention des crises, les LCC tendent à faire évoluer la logique de sa conditionnalité : celle-ci tend à devenir plus « *a priori* » (les pays étant amené à se conformer à ses normes de politiques macroéconomiques et financière en période de tranquillité) et non exclusivement « *a posteriori* » (en période de crise) comme c'était le cas avant cette innovation. Il y a là pour le FMI une piste intéressante à approfondir. Il n'est guère douteux, en effet que le renforcement de cette politique puisse agir puissamment sur les anticipations des investisseurs, engendrant ainsi un « effet lune de miel » capable réduire le risque de contagion pure (*honeymoon effect*) tout en exerçant sur les pays émergents un effet disciplinaire.

⁸⁸ Cf. chapitre précédent pour une discussion des mécanismes de la contagion.

Conclusion du chapitre 3

Dans ce chapitre, nous avons passé en revue les principales définitions de la contagion utilisées dans un contexte empirique, en discutant plus particulièrement l'apport des différents types de définitions appliquées au problème de l'identification de la contagion dans un ensemble de pays fortement intégrés et interdépendants. Nous avons discuté également l'approche en terme de corrélation ainsi que l'effet du biais d'hétéroscédasticité, d'endogénéité et des variables omises, qui ont mené Rigobon (2003) à construire son test DCC tout en éliminant ces trois biais.

Une limite très importante dans ce test DCC, liée à la définition des périodes de crises, nous a incité à proposer dans ce chapitre, une nouvelle procédure pour tester la présence de contagion. En se basant sur une définition « à la Rigobon », notre procédure permet de 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 sur l'intégralité de la période nous a permis également de remédier aux problèmes pouvant résulter d'une mauvaise spécification de la période de crise.

En allant à l'essentiel nos principales conclusions sont les suivantes :

- L'application du test DCC de Rigobon en utilisant des marchés boursier et des marchés des dettes souveraines (« *spread* ») n'a pas pu identifier de la contagion dans la propagation des crises thaïlandaise et coréenne.
- Cependant, les résultats de notre nouvelle méthodologie, 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 à la présence de 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 dans son marché des changes et non pas dans son marché des dettes souveraines⁸⁹.

Nous proposons dans le chapitre suivant une étude économétrique, basée sur un fondement théorique, qui met en évidence la complémentarité entre les fondamentaux et la réalisation d'une crise dans un autre pays. Pour ce faire, nous nous basons sur le cas de la contamination du marché de change Coréen.

⁸⁹ 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

Annexes au chapitre 3

Annexe 1

Propriétés des estimateurs VI dans le cas bivarié

La méthode de la (VI) se pose quand notre modèle présente des variables endogènes pour expliquer la variable indépendante. Cela suppose que les variables explicatives (X_i) soient corrélées avec le terme d'erreur du modèle (ε_i). En fait, cette méthode d'estimation de la (VI) est le fruit de plusieurs extensions sur les stratégies d'estimation dans les modèles de régression classique :

Soit un modèle classique suivant $y_i = \beta X_i + \varepsilon_i$. Supposons que les (k) variables de la matrice X_i , sont corrélées avec (ε_i). Dans ce cas, il existe un ensemble de (L) variables (W_i) tel que (L) est au moins aussi large que (k), (W_i) est corrélée avec (X_i) sans qu'elle le soit avec (ε_i). Ainsi, nous pouvons avoir un estimateur consistant de β en utilisant la méthode d'estimation classique des Moindres carrés ordinaires (MCO). Cet estimateur est en fait obtenu en utilisant aussi la supposition d'une relation entre W_i , X_i et ε_i .

Revenons maintenant à notre modèle (13).

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

Afin de rester dans les conditions de Rigobon, nous allons supposer que seulement la variance de (η_t) augmente entre les deux périodes de tranquillité et de haute volatilité ou de crise, alors que tous les paramètres et le reste des autres variances restent stables sous H_0 .

Nous supposons aussi que l'instant « t » pendant lequel la variance (η_t) augmente est connu. A cet instant, l'échantillon est divisé en deux sous-échantillons. Nous utiliserons les indices « h » et « l » respectivement pour le régime de hausse variance et le régime de faible variance. Soit alors :

$$y_t = \begin{cases} y_t^h \\ y_t^l \end{cases} \text{ et } x_t = \begin{cases} x_t^h \\ x_t^l \end{cases}$$

Et soit également w_t^1 et w_t^2 deux variables instrumentales définies comme suit :

$$w_t^1 = \begin{Bmatrix} \frac{1}{T^h} x_t^h \\ \frac{-1}{T^l} x_t^l \end{Bmatrix} \text{ et } w_t^2 = \begin{Bmatrix} \frac{1}{T^h} y_t^h \\ \frac{-1}{T^l} y_t^l \end{Bmatrix}$$

où T^h et T^l sont les sous-échantillons (ou sous-périodes) qui représentent respectivement les régimes de haute variance et de faible variance.

D'après Rigobon (2000), ces deux instruments sont utilisés seulement dans les petits échantillons. En fait, cette restriction n'a pas posé un problème dans les applications de Rigobon puisqu'il utilise à chaque fois des courtes périodes pour les régimes de haute volatilité. Toutefois, ce choix est considéré, dans plusieurs travaux (exemple : Dungey et Zhumabekova (2001)), comme un choix subjectif qui peut biaiser les résultats des estimations.

Les estimateurs de β par la méthode de la variable instrumentale sont comme suit :

$$\hat{\beta}^1 = ([w_t^1]' x_t)^{-1} [w_t^1]' y_t = \frac{\frac{1}{T^h} [x_t^h]' y_t^h - \frac{1}{T^l} [x_t^l]' y_t^l}{\frac{1}{T^h} [x_t^h]' x_t^h - \frac{1}{T^l} [x_t^l]' x_t^l}$$

$$\hat{\beta}^2 = ([w_t^2]' x_t)^{-1} [w_t^2]' y_t = \frac{\frac{1}{T^h} [y_t^h]' y_t^h - \frac{1}{T^l} [y_t^l]' y_t^l}{\frac{1}{T^h} [y_t^h]' x_t^h - \frac{1}{T^l} [y_t^l]' x_t^l}$$

On note que les estimateurs $\hat{\beta}^1$ et $\hat{\beta}^2$ correspondent aux expressions données par Θ^1 et Θ^2 discutées au dessus. Cependant, nous avons :

$$p \lim \frac{1}{T} [x_t^i]' y_t^i = \text{cov}(x_t^i, y_t^i)$$

$$p \lim \frac{1}{T} [x_t^i]' x_t^i = V(x_t^i)$$

$$p \lim \frac{1}{T} [y_t^i]' y_t^i = V(y_t^i)$$

Alors, puisque $\frac{1}{T^i}[x_t^i]y_t^i$, $\frac{1}{T^i}[x_t^i]x_t^i$ et $\frac{1}{T^i}[y_t^i]y_t^i$ sont tous des estimateurs consistants de la matrice de variance covariance dans chaque sous-périodes, donc les $\hat{\beta}^i$ sont aussi des estimateurs consistants.

Les deux instruments w^l et w^h doivent être corrélés avec la variable x_t ($p\lim[w_t^l]x_t \neq 0$). Toutefois, ils ne le sont pas avec les termes ε_t et z_t ($p\lim[w_t^l]\varepsilon_t = 0$ et $p\lim[w_t^l]z_t = 0$). Ainsi, la première condition peut être reformulée sous H_0 , dans deux équations à savoir :

$$M_x^1 \equiv p\lim([w_t^l]x_t) = p\lim\frac{1}{T^h}[x_t^h]x_t^h - p\lim\frac{1}{T^l}[x_t^l]x_t^l = V(x_t^h) - V(x_t^l) \quad (23)$$

$$M_x^2 \equiv p\lim([w_t^h]x_t) = p\lim\frac{1}{T^h}[y_t^h]x_t^h - p\lim\frac{1}{T^l}[y_t^l]x_t^l = \text{cov}(y_t^h, x_t^h) - \text{cov}(y_t^l, x_t^l) \quad (24)$$

En fait, ces deux conditions reflètent la corrélation entre l'instrument et la variable qui engendre l'hétéroscédasticité x_t puisque le changement est effectué dans la variance de η_t .

Sous H_0 , les deux autres conditions impliquent que :

$$M_\varepsilon^1 = p\lim([w_t^l]\varepsilon_t) = \frac{\alpha}{1-\alpha\beta}(V(\varepsilon_t^h) - V(\varepsilon_t^l)) = 0 \quad (25)$$

$$M_z^1 = p\lim([w_t^l]z_t) = \frac{1+\alpha\beta}{1-\alpha\beta}(V(z_t^h) - V(z_t^l)) = 0 \quad (26)$$

$$M_\varepsilon^2 = p\lim([w_t^h]\varepsilon_t) = \frac{1}{1-\alpha\beta}(V(\varepsilon_t^h) - V(\varepsilon_t^l)) = 0 \quad (27)$$

$$M_z^2 = p\lim([w_t^h]z_t) = \frac{\beta+\gamma}{1-\alpha\beta}(V(z_t^h) - V(z_t^l)) = 0 \quad (28)$$

Ainsi, sous H_0 , la variance du choc structurel ε_t aussi bien que la variance du choc commun z_t demeurent constantes entre les deux sous-périodes. Donc, nous concluons que les deux instruments w_{1t} et w_{2t} sont tous les deux valides pour l'estimation.

Toutefois, il existe deux cas sous l'hypothèse H_1 dans laquelle les deux estimateurs par la méthode VI sont inconsistants. Dans le premier cas, les variances de plus d'un choc structurel augmentent, par exemple l'augmentation de la variance de z_t plus la variance d'un choc structurel. Dans le deuxième cas, les paramètres qui représentent le mécanisme de transmissions ne sont pas stables.

Dans le premier cas, nécessairement deux conditions parmi (25), (26), (27) et (28) ne seront pas satisfaites. Les deux estimateurs sont ainsi biaisés tel que :

$$plim(\hat{\beta}^1 - \beta) = (M_x^1)^{-1}(\gamma M_z^1 + M_\varepsilon^1) \neq 0$$

$$plim(\hat{\beta}^2 - \beta) = (M_x^2)^{-1}(\gamma M_z^2 + M_\varepsilon^2) \neq 0$$

avec, $M_z^1 = \frac{1+\alpha\gamma}{\beta+\gamma} M_z^2$ et $M_\varepsilon^1 = \alpha M_\varepsilon^2$

Cependant, dans le deuxième cas, le changement dans les paramètres α , β et γ entraîne la non satisfaction des deux conditions (23) et (24) et par conséquent les variances et les covariances des variables du modèle, ne seront pas différentes entre les deux sous-périodes de tranquillité et de crise. Dans ce cas aussi, l'une des conditions (25), (26), (27) et/ou (28) ne sera pas satisfaite.

Après avoir caractérisé les estimateurs disponibles avec la méthode de VI, nous discutons dans ce qui suit les propriétés asymptotiques de ces estimateurs :

1/ Sous H_0 , ces estimateurs sont consistants dans trois cas à savoir :

$$plim[w_t^i] x_t \neq 0$$

$$plim[w_t^i] \varepsilon_t = 0$$

$$plim[w_t^i] z_t = 0$$

En fait, ces conditions permettent la résolution des problèmes d'identification dans le cas d'un système des équations simultanées.

2/ Ces estimateurs sont asymptotiquement normalement distribués, mais ils ne sont pas efficaces.

Supposons que seulement la variance de (η_t) augmente, la distribution asymptotique de l'estimateur

$\hat{\beta}^i$ est alors la suivante :

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}^i - \beta) \xrightarrow{prob} N(0, (M_x^i)^{-1} \Sigma^i (M_x^i)^{-1})$$

où, $\Sigma^i = plim[w_t^i] w_t^i (\gamma z_t + \varepsilon_t) (\gamma z_t + \varepsilon_t)'$.

Les deux estimateurs ont aussi une covariance asymptotique donnée par :

$$(\hat{\beta}^1 - \beta)(\hat{\beta}^2 - \beta) \xrightarrow{prob} (M_x^1)^{-1} \Sigma^{1,2} (M_x^2)^{-1}$$

où, $\Sigma^{1,2} = \text{plim}[w_t^1] w_t^2 (\gamma z_t + \varepsilon_t)' (\gamma z_t + \varepsilon_t)$.

On note que $(\gamma z_t + \varepsilon_t)$ est obtenue comme le résidu de la première équation du modèle (13) à savoir :

$$y_t = \beta x_t + \gamma z_t + \varepsilon_t .$$

Propriétés des estimateurs VI dans le cas multivarié

L'étude des estimateurs (VI) dans le cas multivarié, peut être traitée seulement si nous supposons que l'augmentation est réalisée dans la variance d'un seul choc structurel. Pour des raisons de simplification, nous supposons que le changement est seulement dans la variance du premier choc ($\sigma_{\varepsilon_1}^2$). Dans ce cas, le changement dans la matrice de variance covariance est déjà représenté comme une matrice de taille $(N \times N)$ et de rang égal à 1 :

$$\Delta \Omega_t = \Delta \sigma_{\varepsilon_1}^2 \begin{pmatrix} b_{11}^2 & b_{11}b_{21} & \dots & b_{11}b_{N1} \\ b_{21}b_{11} & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ b_{N1}b_{11} & & & b_{N1}^2 \end{pmatrix}$$

Cette matrice implique qu'il y a (N) instruments et $(N-1)$ restrictions de sur-identification. Rappelons que le vecteur de vulnérabilité est calculé comme suit :

$$\frac{[\Delta \Omega_t]_{\text{ligne } k}}{[\Delta \Omega_t]_{k,1}} = (1, \frac{b_{21}}{b_{11}}, \frac{b_{31}}{b_{11}}, \dots, \frac{b_{N1}}{b_{11}})$$

En fait, ce vecteur est une estimation de l'impact relatif du premier choc sur les autres $(N-1)$ variables. Si nous divisons notre échantillon en 2 sous-périodes de forte et de faible volatilité, l'estimation du vecteur de vulnérabilité en utilisant la première ligne et l'élément $(1,1)$ de la matrice $\Delta \Omega_t$ ($[\Delta \Omega_t]_{(1,1)}$), sera comme suit :

$$\left(1, \frac{\text{cov}(x_2^h x_1^h) - \text{cov}(x_2^l x_1^l)}{V(x_1^h) - V(x_1^l)}, \frac{\text{cov}(x_3^h x_1^h) - \text{cov}(x_3^l x_1^l)}{V(x_3^h) - V(x_1^h)}, \dots \right)$$

Ainsi, dans le cas général avec la ligne j , le vecteur de vulnérabilité sera :

$$\left(1, \frac{\text{cov}(x_2^h x_j^h) - \text{cov}(x_2^l x_j^l)}{\text{cov}(x_j^h x_1^h) - \text{cov}(x_j^l x_1^l)}, \frac{\text{cov}(x_3^h x_j^h) - \text{cov}(x_3^l x_j^l)}{\text{cov}(x_j^h x_1^h) - \text{cov}(x_j^l x_1^l)}, \dots \right)$$

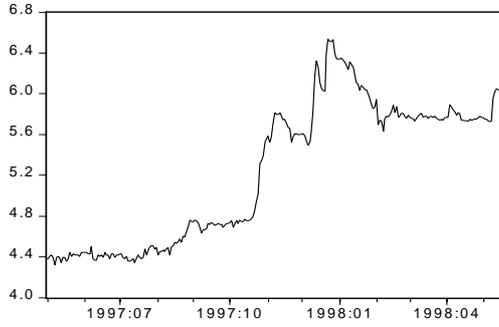
On note que sous H_0 , nous avons deux estimateurs pour le même vecteur de vulnérabilité. Nous remarquons aussi que l'expression de chaque élément dans ce vecteur, est la même que l'expression de $\hat{\Theta}^1$ dans le cas bivarié. Ainsi, l'instrument pour la $j^{\text{ème}}$ ligne est défini de la même façon que dans le cas bivarié. Si nous utilisons la $j^{\text{ème}}$ variable (x_j), la variable instrumentale sera alors :

$$w_t^j = \begin{cases} \frac{1}{T^h} x_{jt}^h \\ \frac{-1}{T^l} x_{jt}^l \end{cases}$$

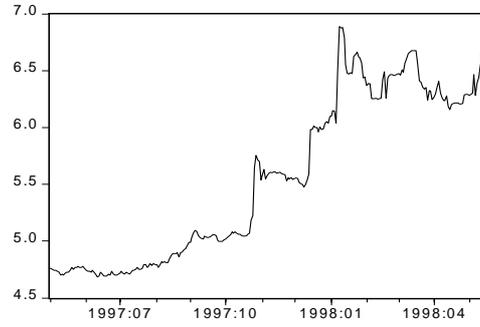
Dans ce cas multivarié, l'estimateur de la méthode (VI) admet les mêmes propriétés asymptotiques ainsi que les même degrés de consistance que celui dans le cas bivarié.

Annexe 2

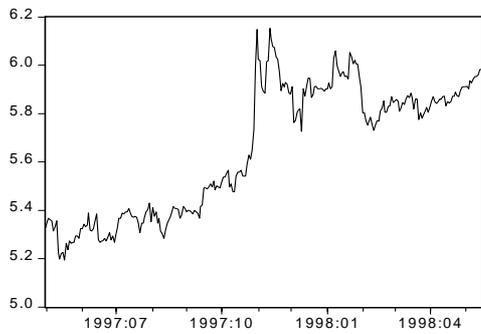
Graphique 1 : Evolution des *spreads* exprimés en logarithme népérien



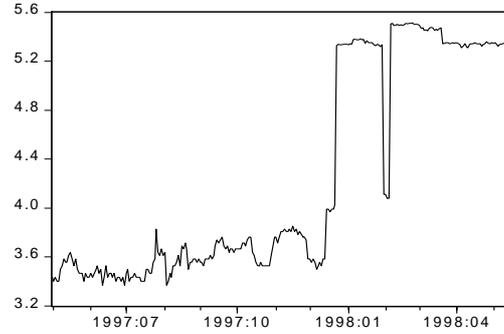
— LOGCOR



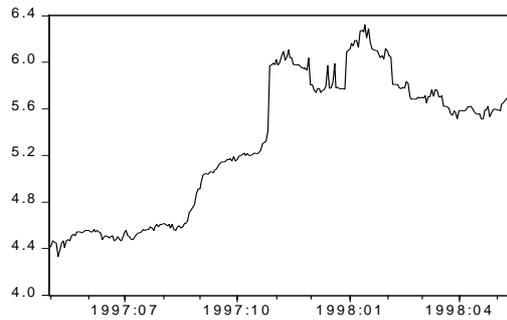
— LOGIND



— LOGPHIL

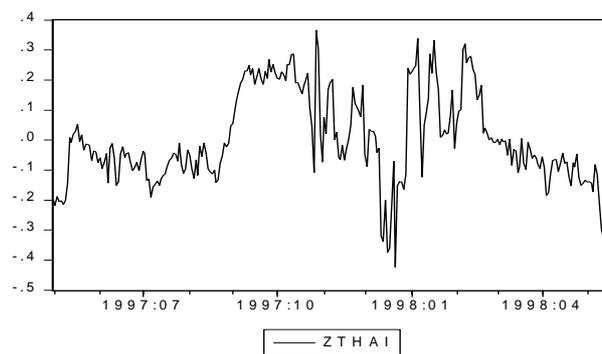
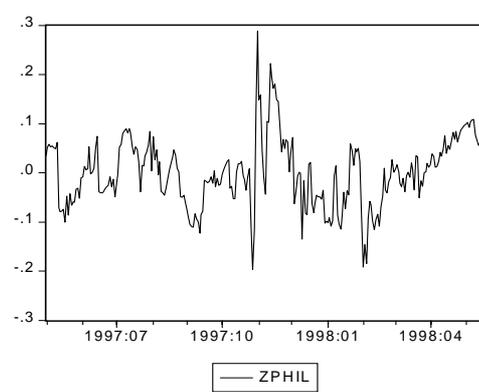
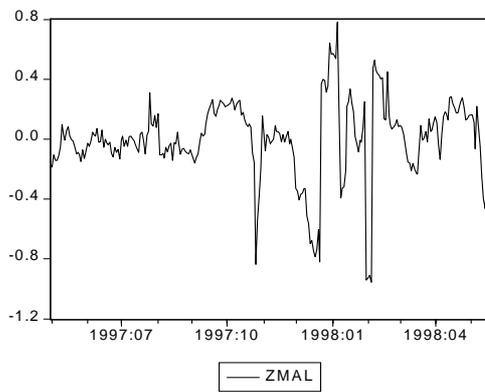
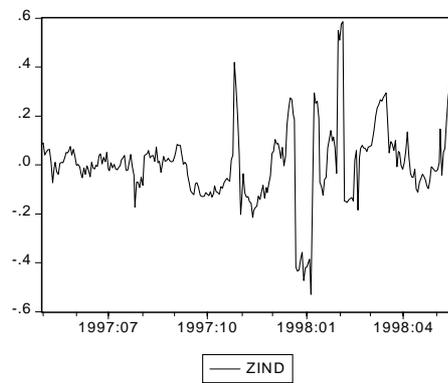
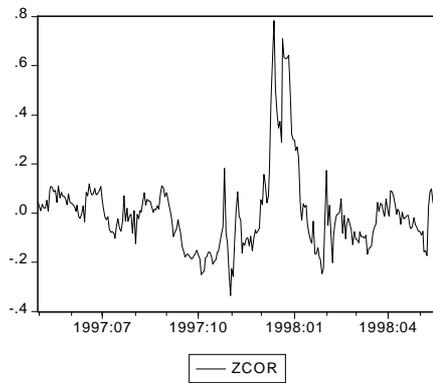


— LOGMAL



— LOGTHAIL

Graphique 2 : Evolution de l'erreur de long terme



CHAPITRE 4 : LA CONTAGION A TRAVERS LE CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS : APPLICATION DU MODELE A CHANGEMENT DE REGIME DE MARKOV

Introduction

Ce chapitre propose d'identifier la contagion tout en intégrant le rôle des fondamentaux. Dès lors, nous proposons un modèle permettant de rendre compte empiriquement de la dynamique des anticipations des investisseurs sans avoir à se référer à un phénomène de type tache solaire, qui n'est en effet que l'expression de notre ignorance du processus. Nous vérifions également, à partir de ce modèle, la complémentarité entre la contagion et la dégradation des fondamentaux dans la réalisation d'une crise de change. Pour ce faire, nous nous référons à un modèle avec clause de sortie. Nous nous basons ainsi sur le modèle de Jeanne et Masson (2000). En effet, les modèles avec clause de sortie permettent de modéliser les croyances des investisseurs au sein d'une situation d'équilibres multiples. Dans ce type de modèles, nous pouvons également intégrer en plus les causes exogènes (la dégradation sous-jacente des fondamentaux), les causes endogènes (la contagion) afin de monter leur imbrication dans la polarisation des anticipations vers l'équilibre de crise (Masson, 1998). Enfin, la raison pour laquelle nous choisissons le modèle de Jeanne et Masson (2000), c'est que ce dernier peut être estimé empiriquement à travers le modèle avec changement de régime de Markov. Cependant, contrairement à Jeanne et Masson (2000), nous modélisons les probabilités de transition entre les états de l'économie de manière à pouvoir identifier la contagion.

Afin d'étudier empiriquement les déterminants de la dynamique des croyances des investisseurs, nous présentons, dans la première section de ce chapitre, un modèle avec clause de sortie sous une forme réduite en nous inspirant du modèle de Jeanne et Masson (2000). Nous montrons alors que l'équilibre dans ce cas est multiple. Il est modélisé à travers une décomposition entre la bifurcation des fondamentaux et une variable « tache solaire » caractérisée par des probabilités de transition entre n états possibles. Nous discutons dans la seconde section l'estimation empirique d'un modèle avec clause de sortie. En effet, contrairement aux quelques travaux qui ont essayé d'estimer le modèle avec clause de sortie sous sa forme structurelle (Jeanne,

1997, Ratti et Seo, 2003 et Bratsiotis et Robinson, 2004), Jeanne et Masson (2000) ont proposé une correspondance entre le modèle sous sa forme réduite et le modèle avec changement de régime (processus d'anticipations des investisseurs) élaboré par Hamilton (1994). Dès lors, pour estimer un modèle avec clause de sortie, il suffit d'estimer un modèle linéaire dont la constante est affectée par un changement de régimes. Nous présentons alors dans la troisième section la méthode d'estimation de ce genre de modèle. Nous présentons également les probabilités de transition variables qui sont modélisées par des fonctions non linéaires d'une variable explicite. Cette modélisation nous permet ainsi d'identifier la contagion. Enfin, dans la dernière section, nous synthétisons les résultats de nos estimations dans le cas de la crise de change coréenne. Nous montrons la supériorité statistique de la spécification qui tient compte de l'effet de la contagion de la Thaïlande. Le changement dans les croyances du marché est alors expliqué par la bifurcation des fondamentaux et il est véhiculé par l'augmentation des pressions spéculatives en Thaïlande.

1. Modèle avec clause de sortie sous une forme réduite

Le modèle que nous présentons dans ce chapitre est similaire dans sa forme réduite à celui de Jeanne et Masson (2000). Le modèle représente la décision des autorités monétaires à maintenir ou non le régime de change. L'attitude du gouvernement est alors stochastique.

1.1. Hypothèses

Nous considérons un pays en régime de fixité, dans lequel le gouvernement peut décider à tout moment de dévaluer sa monnaie (clause de sortie). Comme nous l'avons vu dans le premier chapitre, les autorités monétaires décident de dévaluer ou non en comparant le bénéfice et le coût de maintien du taux de change. Les autorités dévaluent si le bénéfice net du maintien est négatif. Nous supposons que le bénéfice net du maintien à la période t peut être écrit sous une forme réduite :

$$B(\phi, \pi_t) \quad (1)$$

où ϕ_t est une variable qui représente les fondamentaux économiques exogènes. Cette variable reflète, en effet, les facteurs qui influencent la décision de l'autorité monétaire de dévaluer ou non à la date t . Elle inclue les valeurs passées ainsi que les valeurs futures anticipées des fondamentaux économiques.

$\pi_t = \int_0^1 \pi_t^i di$ est une estimation moyenne, évaluée à la date t , de la probabilité de dévaluation à la date $(t + 1)$. Cette probabilité est calculée par un continuum de spéculateurs atomistiques i tel que $i \in [0,1]$.

- Nous supposons que le bénéfice net du maintien du taux de change est une fonction continue et différentiable par rapport aux deux variables ϕ_t et π_t . Ce bénéfice net augmente avec le niveau des fondamentaux et baisse suite à une augmentation de la probabilité de dévaluation.
- Nous supposons aussi que pour n'importe quel niveau de probabilité de dévaluation, il y a un niveau de fondamentaux pour lequel l'autorité monétaire est indifférente entre la dévaluation et le maintien :

$$\forall \pi, \text{ il } \exists \phi \text{ tel que } B(\phi, \pi) = 0$$

Cette fonction B montre d'une façon très simple, que le bénéfice du maintien du taux de change dépend non seulement des objectifs en terme des fondamentaux économiques, mais aussi de la crédibilité de l'autorité dans le maintien de la fixité du taux de change. Cette crédibilité agit sur le bénéfice du maintien à travers le niveau du taux d'intérêt. En effet, une baisse dans la crédibilité (représentée par une augmentation de π) mène les autorités monétaire à augmenter le taux d'intérêt, ce qui fait que le maintien du taux de change devient plus coûteux à travers certain canaux (comme par exemple : baisse dans les activités économiques, fragilité du secteur bancaire, augmentation des dettes publique)⁹⁰.

- Dans ce modèle, la dynamique du système est véhiculée par la variable exogène des fondamentaux ϕ . Nous supposons que cette variable est stochastique. Les mouvements des fondamentaux sont représentés par un processus Markovien dont la fonction de distribution cumulative relative à une transition est représentée comme suit :

$$F(\phi, \phi') = \text{Pr ob}(\phi_{t+1} < \phi' / \phi_t = \phi) \quad (2)$$

⁹⁰ Krugman (1996) présente un modèle dans lequel les anticipations de dévaluation fait baisser la production par le biais d'une augmentation ex ante du taux d'intérêt.

On suppose également dans le même sens, que les fondamentaux ne sont pas négativement autocorrélés. En d'autres termes, une amélioration des fondamentaux engendre un changement dans la même direction de la fonction de distribution cumulative de la période suivante.

- Nous supposons que la probabilité de dévaluation est une variable endogène dans notre modèle. En effet, chaque spéculateur atomistique, supposé être rationnel, estime la probabilité de dévaluation comme la probabilité mathématique d'avoir un bénéfice net du maintien qui sera négatif dans la période suivante. Cette probabilité est telle que :

$$\pi_t^i = \text{prob}(B_{t+1}(\phi_{t+1}, \pi_{t+1}) < 0 / \phi_t) \quad (3)$$

Expression dans laquelle la probabilité est évaluée conditionnellement au niveau actuel des fondamentaux ϕ_t ⁹¹.

Cette équation montre également une vision de long terme des spéculateurs (*forward-looking* d'après Jeanne et Masson, 2000), ce qui s'avère une propriété très importante dans la logique des spéculations auto-réalisatrices. En effet, les anticipations des spéculateurs dépendent non seulement des croyances de spéculateurs concernant les fondamentaux futurs ϕ_{t+1} , mais aussi des croyances futures des autres spéculateurs évaluées par π_{t+1} . Puisque le spéculateur rationnel sait que les anticipations des autres spéculateurs influencent le coût du maintien du taux de change dans la période suivante, elles influencent par conséquent la fonction objectif d'une dévaluation.

- Dans le même ordre d'idée, nous supposons que tous les spéculateurs sont rationnels. Ils ont une connaissance commune⁹² du même ensemble d'informations⁹³. La probabilité de dévaluation moyenne est estimée à la date t comme suit :

$$\pi_t = \text{prob}(B_{t+1}(\phi_{t+1}, \pi_{t+1}) < 0 / \phi_t) \quad (4)$$

⁹¹ Contrairement au travail de Jeanne (1997) où la probabilité est évaluée suite à une observation des fondamentaux à $(t-1)$.

⁹² Cf. chapitre 1, section 3, pour savoir plus sur le concept de connaissance commune.

⁹³ D'après Jeanne et Masson (2000), cette hypothèse est importante puisque Morris et Shin (1998) ont montré que l'absence de la connaissance commune enlève la multiplicité des équilibres dans les modèles avec clause de sortie.

Cette équation résume ainsi la relation entre les fondamentaux et les anticipations de dévaluation caractérisées par les hypothèses du modèle. L'équilibre est alors caractérisé en déterminant le processus stochastique π qui représente les solutions de l'équation ci-dessus pour n'importe quel processus de fondamentaux ϕ .

1.2. Equilibres basés sur les fondamentaux

Dans ce cas, l'état de l'économie est déterminé uniquement par les fondamentaux exogènes ϕ_t . Il y a un niveau critique des fondamentaux ϕ^* encore appelé seuil des fondamentaux au dessous duquel l'autorité monétaire opte pour une dévaluation et au dessus duquel l'autorité maintient le taux de change. Ce niveau est déterminé comme le point de rencontre entre les anticipations des spéculateurs et la politique de l'autorité monétaire.

Soit ϕ^{*e} le niveau des fondamentaux au dessous duquel les spéculateurs anticipent une dévaluation par l'autorité. Alors, chaque spéculateur estime à la date t une probabilité de dévaluation mesurée par la probabilité d'avoir des fondamentaux à la période suivante inférieurs à ϕ^{*e} :

$$\pi_t = \text{prob}(\phi_{t+1} < \phi^{*e} / \phi_t) = F(\phi_t, \phi^{*e}) \quad (5)$$

D'un autre coté, l'objectif de l'autorité monétaire est de trouver la stratégie optimale avec laquelle elle détermine le niveau des fondamentaux étant donnée les anticipations des spéculateurs. Le niveau choisi par l'autorité ϕ^* est déterminé par la fonction du bénéfice net :

$$\phi \mapsto B(\phi, F(\phi, \phi^{*e})) \quad (6)$$

Ce niveau est déterminé de telle façon que cette fonction de bénéfice net soit négative pour ϕ inférieure à ϕ^* et positive pour ϕ supérieure à ϕ^* . Puisque cette fonction de bénéfice net est une fonction strictement croissante en fonction des fondamentaux, le niveau des fondamentaux ϕ^* est unique et il vérifie un bénéfice net égal à zéro. Nous notons ce niveau par $H(\phi^{*e})$ ⁹⁴.

⁹⁴ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une présentation des arguments concernant l'existence de cette fonction.

Dans un équilibre avec des anticipations rationnelles, les croyances des spéculateurs doivent être vraies. ϕ^{*e} doit correspondre alors au seuil choisi par l'autorité monétaire tel que :

$$\phi^* = H(\phi^*) \quad (7)$$

Cette dernière équation montre que le niveau des fondamentaux au dessous duquel les spéculateurs anticipent une dévaluation, est le même que celui au dessous duquel l'autorité choisit de dévaluer également. Mathématiquement, cette fonction $H(.)$ est croissante. Donc, cette équation admet toujours une solution qui assure l'existence d'au moins un équilibre basé sur les fondamentaux. Une situation de plusieurs équilibres est aussi envisagée. Sous ces conditions, Jeanne et Masson (2000) montrent à partir d'une simulation⁹⁵ la possibilité de 3 niveaux du seuil critique calculé par l'autorité monétaire tel que $\phi_I^* < \phi_{II}^* < \phi_{III}^*$ ⁹⁶. D'après Jeanne et Masson (2000), cette multiplicité est possible vu qu'il y a une complémentarité stratégique entre les anticipations du marché pour la règle de décision du gouvernement et la règle qui est effectivement choisie par l'autorité : les spéculateurs forcent l'autorité à subir des coûts en augmentant leurs estimations du seuil critique qui déclenche la dévaluation ϕ^{*e} . L'autorité est incitée alors de mettre à jour son seuil ϕ^* en l'ajustant vers le haut. Les équilibres basés sur les fondamentaux avec des règles différentes – et des niveaux différents des anticipations de dévaluation – peuvent coexister d'après l'expression de Jeanne et Masson (2000).

1.3. Equilibres de « Tache solaire »

Dans le paragraphe précédent, nous avons vu que la multiplicité des équilibres caractérise des sauts de l'économie entre différents régimes (S_t). Ces derniers sont associés à des niveaux différents d'anticipations de dévaluation par le marché. Les sauts entre les régimes sont *a priori* liés aux fondamentaux notamment leur bifurcation. Toutefois, Jeanne et Masson (2000) supposent qu'à coté des fondamentaux, le saut entre les régimes peut être véhiculé par une incertitude extrinsèque – une variable tache solaire qui coordonne les anticipations du secteur privé sur un régime ou un

⁹⁵ Ils utilisent une fonction de bénéfice $B(\phi, \pi) = 1 + 0,3\phi - 2\pi$ avec une ϕ est identiquement, indépendamment et normalement distribué.

⁹⁶ Les solutions peuvent même être plus que trois.

autre⁹⁷. Nous présentons dans ce qui suit l'équilibre tache solaire tel qu'il est construit dans Jeanne et Masson (2000).

Nous supposons que le nombre de régimes, discuté ci-dessus, est égale à n ($S_t = 1, 2, \dots, n$). Chaque régime est caractérisé par un niveau critique de fondamentaux spécifique ϕ_s^* . Dans un régime quelconque S_n , l'autorité dévalue si et seulement si $\phi_t < \phi_n^*$. Nous supposons que les seuils du niveau des fondamentaux pour chaque régime, sont classés dans un ordre croissant tel que $\phi_1^* < \phi_2^* < \dots < \phi_n^*$, ce qui fait que si l'autorité a choisi de dévaluer pour un régime quelconque S_t , elle dévalue également si l'économie est dans n'importe quel régime plus élevé que S_t (S_{t+1}, S_{t+2}, \dots). Comme dans Jeanne (1997), nous supposons que la transition entre les régimes suit un processus Markovien indépendamment des fondamentaux, caractérisé par une matrice de transition $\Theta = [\theta(i, j)]_{1 \leq i, j \leq n}$.

- Le changement de seuil ϕ^* ne reflète aucun changement dans les préférences ou dans le niveau de crédibilité de l'autorité monétaire. Il correspond seulement au changement de la règle de décision de l'autorité. Cette règle est elle-même influencée par un changement des anticipations des spéculateurs concernant la règle de décision de l'autorité.
- Le ϕ_s^* n'est pas *a priori* le même seuil basé sur les fondamentaux à savoir ϕ^* . En effet, l'équation avec laquelle ce dernier est déterminé ($\phi^* = H(\phi^*)$) ne tient pas compte des anticipations des spéculateurs concernant les changements futurs dans les régimes qui jouent un rôle important dans la formation de l'équilibre tache solaire.

Dès lors, dans l'équilibre tache solaire, la probabilité de dévaluation dépend conjointement du régime et des fondamentaux. Plus formellement, elle est égale à la somme des probabilités de dévaluation à la période suivante, pondérées par les probabilités des transitions du régime actuel vers un régime futur :

$$\pi_t = \sum_{s=1}^n \theta(s_t, s) F(\phi_t, \phi_s^*) \quad (8)$$

⁹⁷ Cf. chapitre 1 pour plus de discussion sur cette variable.

La fonction du bénéfice du gouvernement dans le régime actuel, dépend ainsi des probabilités des transitions *ad hoc* vers les autres régimes. Elle dépend aussi des seuils des fondamentaux relatifs à ces régimes au dessous desquels la transition vers les autres régimes se réalise. Dans un régime s , la fonction du bénéfice net est donnée par :

$$\phi \mapsto B(\phi, \sum_{s'=1}^n \theta(s, s') F(\phi, \phi_{s'}^*))$$

Puisque l'autorité monétaire doit choisir un niveau unique ϕ_s^* pour lequel le bénéfice net soit égal à zéro, ce niveau est noté par $H_s(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*)$ relativement à l'existence de n régimes. Dans un équilibre avec anticipations rationnelles, ce niveau doit satisfaire l'équation (7) du point fixe discuté ci-dessus tel que :

$$\forall s = 1, \dots, n, \quad \phi_s^* = H(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*) \quad (9)$$

Nous caractérisons dès lors l'équilibre tache solaire par le vecteur $(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*)'$ qui vérifie les n contraintes représentées par l'équation (9) précédente.

Nous notons que l'équilibre basé sur les fondamentaux n'est qu'un cas particulier de l'équilibre tache solaire tel que la matrice des probabilités des transitions entre les régimes θ est égale à une matrice identité. En effet, dans ce cas l'économie est toujours dans le régime initial. Donc, l'équation (9) est réduite à l'équation (7) et nous disposons seulement d'un seul seuil ϕ_s^* qui est égal à ϕ_I^* , ϕ_{II}^* ou ϕ_{III}^* .

1.4. Conditions d'existence de l'équilibre Tache solaire

Afin de présenter la condition d'existence de cet équilibre tache solaire, Jeanne et Masson (2000) présentent une proposition caractérisant l'équilibre. D'après ces auteurs, l'équilibre tache solaire existe si et seulement si, il y a une multiplicité d'équilibres basés sur les fondamentaux (En d'autres termes la présence d'une multiplicité de solutions pour l'équation 7). Alors, si cette condition est satisfaite, il est possible de construire un équilibre tache solaire avec n'importe quel nombre de régime n ⁹⁸.

⁹⁸ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une discussion de la preuve de ces conditions à travers un exemple numérique.

D'un coté, d'après cette condition, nous pouvons déduire que le nombre de régimes n'est pas le même que le nombre d'équilibres basés sur les fondamentaux. En fait, le nombre de régimes peut être arbitrairement large. Cela implique que les régimes sont arbitrairement très proches ou définis comme un *continuum*. Il en résulte ainsi qu'un régime peut être créé entre deux régimes déjà existants⁹⁹.

Cependant, cette propriété n'a pas été supposée dans les modèles de seconde génération (Obstfeld, 1994 ; 1996 ; Jeanne, 1997). Ces travaux montrent que le nombre de régimes ne peut pas être supérieur à trois. D'après Jeanne et Masson (2000) cette différence est due aux hypothèses liées au *timing* de la dévaluation anticipée. En effet, dans les travaux antérieurs, le bénéfice net du maintien à une période donnée t (représenté par la forme réduite comme $B(\phi, \pi_{t-1})$), dépend des anticipations de dévaluation calculées à la période précédente $t-1$ ce qui fait que l'équation (4) est remplacée par : $\pi_t = \text{prob}(B_{t+1}(\phi_{t+1}, \pi_t) < 0 / \phi_t)$. Cette dernière équation peut ainsi avoir des solutions multiples caractérisées par une vision de court terme (*closed-loop*) des spéculateurs, ce qui engendre un nombre de solutions qui ne peuvent pas dépasser Trois. Contrairement à cette hypothèse, le modèle de Jeanne et Masson (2000) ainsi que celui de Krugman (1996), supposent que le bénéfice net du maintien dépend des anticipations pour la période suivante, ce qui engendre des problèmes de visions ouvertes (*open-loop*) dans la détermination des solutions. Le nombre des équilibres possibles est ainsi élargi et peut être supérieur à trois.

D'un autre coté, l'équilibre tache solaire dépend de la forme de la fonction $H(.)$ qui dépend à son tour de la fonction du bénéfice de l'autorité et du processus suivi par les fondamentaux. Il donc est possible de formuler une condition sur le processus des fondamentaux qui est nécessaire pour la multiplicité des équilibres. Cette condition est reliée à la probabilité de dégradation dans les fondamentaux $F(\phi, \phi)$: la probabilité que les fondamentaux seront inférieurs à ϕ dans la période suivante quand ils sont égaux à ϕ dans la période courante.

Jeanne et Masson (2002) déduisent dès lors deux corollaires concernant l'existence de l'équilibre tache solaire :

⁹⁹ Jeanne et Masson (2000) montre qu'un régime peut être construit comme une combinaison convexe de deux régimes déjà existants.

- Pour qu'un équilibre tache solaire existe, la probabilité de dégradation dans les fondamentaux $F(\phi, \phi)$ doit être une fonction strictement croissante des fondamentaux ϕ , au moins sur une certaine rangée.

Plus formellement, nous considérons deux équilibres différents I et II, basés sur les fondamentaux. Dans le deuxième équilibre, le point où l'autorité est indifférente entre le maintien et la dévaluation, est atteint pour un niveau plus élevé des fondamentaux que celui dans le premier équilibre. Toutefois, dans les deux équilibres et quand les fondamentaux sont égaux au niveau du seuil qui déclenche la dévaluation, la probabilité de dévaluation demeure identique à celle d'une dégradation des fondamentaux entre la période courante et la période suivante. On doit donc avoir impérativement $F(\phi_I^*, \phi_I^*) < F(\phi_{II}^*, \phi_{II}^*)$. Ce cas ne sera possible que si $F(\phi, \phi)$ est une fonction strictement croissante des fondamentaux ϕ , au moins sur une certaine rangée.

- L'équilibre tache solaire ne peut pas être réalisé pour ces trois cas : (i) les fondamentaux sont toujours décroissants tel que $Pr ob_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = 1$; (ii) les fondamentaux sont toujours croissants tel que $Pr ob_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = 0$; (iii) les fondamentaux suivent une marche aléatoire tel que $Pr ob_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = \frac{1}{2}$.

Ce corollaire présente trois cas pour lesquels le corollaire précédent n'est pas vérifié et par conséquent l'équilibre tache solaire ne peut pas être réalisé. Les résultats de Krugman (1996) montrent bien la validité de ce corollaire du moins pour le premier cas où les fondamentaux sont toujours en dégradation. En effet, son modèle ne donne pas lieu à une multiplicité des équilibres quand les fondamentaux suivent une tendance déterministe de long terme. Il montre ainsi que si l'autorité est certaine d'une dévaluation à une date finie suite au mouvement des fondamentaux, la date effective de la dévaluation sera alors déterminée par un processus d'induction à rebours (*backward induction*). Dès lors, ce deuxième corollaire généralise le résultat de Krugman puisqu'il prend en compte deux autres cas radicalement différents : celui d'une amélioration des fondamentaux suivant un processus stochastique et celui d'une dynamique des fondamentaux selon une marche aléatoire.

2. Modèles d'équilibres multiples et MSR

2.1. Revue de la littérature : application du MSR dans la question des crises financières

Afin d'expliquer les anticipations des marchés, les premiers travaux empiriques se sont efforcés d'expliquer le changement entre les régimes sans faire appel au rôle des fondamentaux (Engle et Hamilton, 1990 ; Van Norden, 1996)¹⁰⁰. Pour ce faire, les auteurs se sont basés sur le modèle MSR développé dans les travaux de Hamilton¹⁰¹. Dans ces travaux, le changement entre les régimes est interprété comme un changement des anticipations des investisseurs bien que le modèle de Hamilton ne soit pas un modèle structurel d'équilibres multiples comme celui discuté ci-dessus. D'autres travaux cherchent, par ailleurs, à valider des modélisations théoriques des attaques spéculatives. Jeanne et Masson (2000) interprètent le modèle MSR qui modélise les anticipations de dévaluation, comme une forme réduite linéarisée du modèle structurel de clause de sortie avec tache solaire. Le saut associé à la variable tache solaire, entre les équilibres, est caractérisé par le saut entre les régimes suivant un processus de Markov.

En effet, l'utilisation du MSR permet de pallier plusieurs limites d'ordre technique dans l'utilisation des modèles linéaires ou qualitatifs (probit ou logit). Le modèle MSR fournit, contrairement aux modèles standards, une modélisation du comportement non linéaire puisque le comportement dans ce cas dépend des états. Le modèle MSR permet cependant, comme les modèles probit, de fournir une mesure explicite de la probabilité de dévaluation. Toutefois, dans les modèles probit, cette probabilité de dévaluation, anticipée par le marché, est calculée en fixant un seuil pour l'indicateur de pressions spéculatives (*Market Pressure Index MPI*¹⁰²) au-delà duquel l'épisode de crise est identifié. Le choix de ce seuil fait apparaître plusieurs problèmes (Abiad 2003) :

¹⁰⁰ Ces auteurs étudient la dynamique des taux de change flottant en utilisant le modèle MSR.

¹⁰¹ Outre l'application aux crises financières, le modèle MSR a été utilisé afin de modéliser d'autres phénomènes économiques, comme le cycle des affaires (Hamilton, 1989), la structure des taux d'intérêt (Hamilton, 1988) et les marchés boursiers (Cecchetti, Lam et Mark, 1990).

¹⁰² Cf. chapitre 2 pour une définition de cet indicateur (noté aussi *IND*) ainsi que sa méthode de calcul.

- le choix de ce seuil est arbitraire. Plusieurs seuils ont été utilisés dans la littérature. Le seuil est ainsi considéré comme un simple paramètre choisi de manière à maximiser la qualité des estimations.
- Le calcul du seuil dépend de la nature de l'échantillon, ce qui implique que des données futures peuvent influencer l'identification des crises passées. En effet, puisque, le seuil est défini en terme d'écart-type calculé sur tout l'échantillon, l'occurrence de nouvelles crises intenses, comme les épisodes de la crise asiatique, biaise l'identification des crises antérieures qui peuvent ne plus être retenues.
- Pour estimer le modèle probit, on doit convertir la variable *MPI* en une variable dépendante discrète qui définit les périodes de crise. Cette transformation d'une variable continue en une variable binaire fait perdre de l'information sur l'amplitude des attaques spéculatives (puisque les attaques se réalisent avec des degrés différents). Cerra et Saxena (2002) trouvent seulement cinq cas de crise suite à cette conversion. Donc, l'exclusion de certains épisodes de pressions spéculatives engendre un biais dans les estimations (Cerra et Saxena, 2002). Pour Flood et Marion (1998), les anticipations de dévaluation mènent à une forte augmentation dans le *MPI*. Cependant, les valeurs élevées de cet indice pendant le temps de l'attaque, sont réduites au point auquel l'attaque est anticipée. Dès lors, la sélection des seules valeurs extrêmes de l'*MPI* (afin de construire la variable binaire, utilisée dans l'estimation des modèles probit) peut réduire la capacité de l'identification des crises dans l'échantillon et réduire aussi le nombre de crises qui sont corrélées aux fondamentaux.

Le modèle MSR permet alors l'exploitation de la dynamique d'une variable dépendante continue afin d'évaluer les probabilités d'un changement de régime qui est déterminé d'une manière endogène. A titre d'exemple, la dynamique du taux de change peut être un indicateur de la probabilité des attaques spéculatives. Cependant, les modèles standards ne peuvent saisir ni les faibles augmentations dans la volatilité (exemple : un élargissement de la bande de fluctuation du taux de change), ni les faibles dévaluations qui se réalisent durant la courte période juste avant l'occurrence de la crise. Toutes ces informations ne sont pas explorées dans les modèles standards contrairement au modèle de MSR (Abiad, 2003). D'après ce dernier le modèle MSR permet également de tenir compte d'une importante hypothèse intuitive concernant l'existence de plus qu'un régime. En effet, nous devons supposer deux états caractérisés par une période de tranquillité

et une période d'attaques spéculatives. Ces deux états sont non observables ; la variable binaire qui discrimine entre les deux états, est une variable *latente*.

A l'instar de Jeanne et Masson (2000), Fratzscher (1999) développe un modèle théorique de crise de change avec équilibres multiples et utilise le processus de Markov afin de modéliser le changement non observable dans les croyances des spéculateurs. Ce modèle essaye de comparer et évaluer trois explications de crises : faiblesse dans les fondamentaux, contagion (interdépendance financière et commerciale) et tache solaire. L'estimation de ce modèle en utilisant le MSR avec données de panel, confirme le changement dans les croyances et la présence de la contagion lors des crises des années 90. Cependant, une limite très intéressante a été relevée dans ces deux travaux concernant une restriction sur la probabilité de transition entre les régimes. Cette probabilité qui modélise le saut d'un équilibre à un autre, est supposée constante.

Afin de pallier cette limite, certains travaux ont utilisé des probabilités variables dans le temps. Bien qu'il n'ait pas tenté d'estimer un modèle structurel avec équilibres multiples, Abiad (2003) utilise des probabilités de transition en fonction des indicateurs macroéconomiques des crises de change. L'objectif est ainsi de déterminer un système d'alerte précoce tout en identifiant des périodes de crises d'une manière purement endogène. Dans le même esprit, Tronzano et alii (2003) étudient empiriquement la relation entre la zone cible de crédibilité (*target credibility zone*) et les fondamentaux économiques. Ils estiment ainsi un modèle MSR modélisant la dynamique des anticipations de dévaluation (approximées par le différentiel du taux d'intérêt), en utilisant des données françaises mensuelles pour la période de juin 1991 jusqu'à septembre 1998. La probabilité de transition entre les régimes du processus Markovien, dans ces estimations, est modélisée en fonction de certaines variables macroéconomiques tant monétaires que réelles. Les auteurs trouvent que les anticipations de dévaluation du marché sont significativement influencées par le niveau des réserves de changes et par les déviations du taux de change de sa parité centrale au sein du SME. En revanche, les variables macroéconomiques réelles, avancées par les modèles avec clause de sortie, n'ont pas d'effets remarquables.

Soledad et Peria (2002) s'intéressent également à la crise du SME en estimant un modèle de MSR afin de détecter les raisons qui peuvent favoriser le déclenchement d'attaques spéculatives. Ils identifient les attaques spéculatives par la variable *MPI* qui est la variable dépendante de leur modèle. Ils estiment ce modèle en utilisant des observations relatives à un ensemble de pays européens durant la période 1979-1993. Contrairement aux travaux discutés ci-dessus, les

probabilités de transitions entre les états sont modélisées en fonction non seulement des fondamentaux mais aussi du différentiel du taux d'intérêt. Ce dernier mesure les anticipations des investisseurs. Leurs résultats montrent en effet, qu'à côté des fondamentaux (et particulièrement le déficit budgétaire), les anticipations du marché agissent aussi sur les probabilités de passer à un équilibre avec attaques spéculatives.

La même méthodologie de MSR est utilisée également par Cerra et Saxena (2002) pour modéliser la crise indonésienne en 1997 afin de voir si cette crise est due à la dégradation des fondamentaux domestiques, aux chocs extérieurs communs (*Moonsoonal effect*) ou à la contagion venant des pays de la région. Plus précisément, les auteurs s'efforcent d'identifier l'éventualité d'une contagion pure « à la Masson » déclenchée par une crise dans des pays voisins. Dès lors, Cerra et Saxena utilisent des probabilités de transitions qui varient dans le temps en fonction des indicateurs de pression spéculatives *MPI* des pays voisins. Les fondamentaux dans ce cas figurent comme des variables explicatives affectent directement la variable endogène, contrairement aux travaux discutés ci-dessus où les fondamentaux affectant la probabilité de transition entre les états. La comparaison de cette spécification avec la spécification avec des probabilités de transition fixe permet de montrer le rôle de la contagion dans la contamination de l'Indonésie lors de l'épisode de la crise asiatique. Les résultats de leurs estimations des différentes spécifications du modèle MSR, suggèrent que la crise en Indonésie peut être expliquée par des facteurs domestiques et politiques et d'une manière plus évidente par la contagion engendrée par les crises thaïlandaise et coréenne. En effet, l'introduction des *MPI* de la Thaïlande et de la Corée dans les probabilités de transition, améliore la qualité prédictive du modèle notamment les probabilités conditionnelles de la crise en Indonésie. Dans ce papier, ces deux auteurs montrent également la contamination de l'Indonésie par la Thaïlande et la Corée *via* leurs marchés boursiers. Cependant l'utilisation de l'*MPI* comme variable endogène reflète plus l'état d'un pays affecté par des attaques spéculatives que les anticipations des investisseurs.

Cependant, il faut noter qu'à l'exception des travaux de Jeanne et Masson (2000) et de Fratzscher (1999), les autres analyses disponibles ne se sont pas basées sur un modèle théorique structurel qui donne un fondement analytique clair et explicite à l'utilisation de MSR. Les autres auteurs ont essayé seulement d'estimer la dynamique des pressions spéculatives, qui reflètent les croyances du marché, en fonction d'un ensemble de facteurs déjà avancés dans des modélisations théoriques comme les modèles des attaques spéculatives et le modèle avec clause de sortie. Contrairement à ces travaux, nous essayons dans ce travail d'estimer un modèle de MSR inspiré

d'un modèle théorique structurel qui modélise les croyances des spéculateurs. Dès lors, nous nous inspirons dans ce qui suit de la méthodologie de validation empirique de Jeanne et Masson (2000). Afin de tester notre hypothèse concernant le rôle de la contagion comme une solution alternative à la tache solaire dans l'explication des croyances des investisseurs, dont le fondement théorique a été déjà mis par Masson (1999), nous étendons la méthodologie de Jeanne et Masson (2000) en introduisant des probabilités de transition variables dans le temps. Ces probabilités sont ainsi fonction des réalisations des attaques spéculatives (*MPI*), dans les pays voisins.

2.2. Méthodologie d'une validation empirique d'un modèle structurel

Contrairement aux travaux précédents, Jeanne et Masson (2000) montrent que le modèle MSR qui permet de modéliser les anticipations de dévaluations, peut être interprété comme une forme réduite linéarisée d'un modèle structurel avec tache solaire.

Considérons l'équilibre tache solaire, discuté dans la première section, avec n régimes et n seuils tel que $\phi_1^* < \phi_2^* < \dots < \phi_n^*$, nous supposons que la variable fondamentale est un indice linéaire qui agrège les variables macroéconomiques. Notons que les variables macroéconomiques sont celles utilisées par l'autorité afin de choisir de maintenir le taux de change ou de dévaluer :

$$\phi_t = \alpha' x_t + \eta_t \quad (10)$$

où $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)'$ est le vecteur des coefficients.

$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ est le vecteur des fondamentaux économiques.

η est un terme stochastique identiquement et indépendamment distribué qui reflète d'autres déterminants du comportement de l'autorité.

Afin de linéariser le modèle, nous supposons que les fluctuations de la variable fondamentale ainsi que les différences avec les seuils critiques sont faibles :

$$\phi_t = \bar{\phi} + \delta\phi_t$$

$$\phi_s^* = \bar{\phi}^* + \delta\phi_s^*$$

où $\delta\phi_t$ et $\delta\phi_s^*$ sont des différences premières.

Dès lors, l'équation de la probabilité de dévaluation (équation 8) est linéarisée comme suit :

$$\pi_t = \gamma_{s_t} + \beta' x_t + v_t, \quad s_t = 1, \dots, n \quad (11)$$

où γ_{s_t} est la constante qui dépend du régime.

β est le vecteur des coefficients.

v_t est un choc. Nous supposons que tous les chocs sont identiquement et indépendamment distribués.

Cette constante peut être écrite comme une fonction des paramètres structurels du modèle telle que¹⁰³ :

$$\begin{aligned} \gamma_s &= F(\bar{\phi}, \phi^*) + F_2(\bar{\phi}, \phi^*) \sum_{s'=1}^n \theta(s, s') \delta \phi_{s'}^* - F_1(\bar{\phi}, \phi^*) \bar{\phi} \\ \beta &= F_1(\bar{\phi}, \phi^*) \alpha \\ \text{et } v_t &= F_1(\bar{\phi}, \phi^*) \eta_t \end{aligned}$$

L'équation (11) représente un MSR avec n régimes. Le changement du régime affecte la probabilité de dévaluation à travers le changement dans le terme constant de la partie droite de l'équation. Par ailleurs, les coefficients associés aux fondamentaux sont constants quel que soit le régime (une restriction qui n'est pas toujours adoptée dans les MSR). Le changement de régime peut être interprété comme un saut entre les différents états des anticipations du marché dans le modèle avec tache solaire discuté ci-dessus. En effet, un saut à un état avec une forte anticipation de dévaluation rend cette dernière plus probable et fait augmenter par conséquent le terme constant γ .

Notons que la vraisemblance du modèle sous sa forme linéaire (MSR) est définie de la même manière que la vraisemblance du modèle structurel avec tache solaire¹⁰⁴. Dans le cas particulier où il y a un seul état, le modèle MSR se réduit à une simple régression linéaire qui régresse une probabilité de dévaluation sur les fondamentaux économiques. Afin d'estimer le modèle linéarisé, il suffit de maximiser la fonction de vraisemblance comme pour les modèles de

¹⁰³ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une démonstration complète.

¹⁰⁴ Notons également que cette vraisemblance n'est pas la même que celle du travail de Jeanne (1997). Dans ce dernier, Jeanne a ajouté des contraintes structurelles.

MSR avec plusieurs régimes. Nous présentons dans la section suivante, avec plus de détails, la modélisation des probabilités de transition fixes et variables ainsi que la méthode d'estimation des MSR proposée par Hamilton.

3. Modèle, probabilités de transition et méthode d'estimation

3.1. Modèle et probabilités de transitions fixes (PTF)

Hamilton (1989) est le premier auteur qui a proposé une modélisation ARIMA (*AutoRegressive Integrated Moving Average*) avec un changement de régime suivant un processus de Markov. Dans ce travail, Hamilton tente de modéliser le taux de croissance du PIB avec deux états possibles. Il suppose que la variable état (qui représente le régime) de la croissance n'est pas observable et qu'elle suit un processus markovien d'ordre un¹⁰⁵. Cela implique que le régime actuel dépend seulement du régime d'une période passée. Hamilton modélise également des probabilités concernant la transition d'un état à un autre.

Dans ce travail, nous n'allons pas estimer un modèle ARIMA véhiculé par un processus de Markov comme chez Hamilton, mais nous allons introduire un changement de régime sur la constante d'une régression classique modélisant les croyances des investisseurs. Ces dernières sont représentées par la probabilité de dévaluation calculée par le marché et la bifurcation de certains fondamentaux réels.

Pour des raisons de simplicité, nous supposons l'existence de deux régimes seulement : un régime de tranquillité et un régime de crise. Notre modèle est ainsi représenté comme suit :

$$y_t = \gamma_{s_t} + \beta' x_t + v_t \quad (12)$$

avec y_t la variable à expliquer qui représente la probabilité de dévaluation anticipée par les spéculateurs. Dans cette équation, seulement la valeur du terme constant dépend de la variable état $\{s_t\}$ qui n'est pas observable et qui suit un processus markovien d'ordre un. Dès lors, nous

¹⁰⁵ Cf. Hamilton (1994) pour une discussion développée de la théorie de la chaîne de Markov.

normalisons en définissant un état $s_t = 1$ qui désigne le régime de crise ou de hautes pressions spéculatives. L'état $s_t = 0$ désigne le régime de tranquillité. Nous supposons que le terme d'erreur v est normalement distribué avec une variance constante égale à σ_v^2 . Il est indépendant du processus $\{s_t\}$. Nous supposons également que les coefficients des variables fondamentales β sont identiques dans les deux états.

Les transitions entre les états sont supposées être gouvernées par un processus de Markov caractérisé par une matrice de probabilités de transition Θ de dimension (2×2) tel que : $\Theta = (P_{i,j})_{i,j=0,1}$. La probabilité que l'état courant s_t prenne la valeur j , dépend uniquement de l'état passé s_{t-1} . Elle est telle que $P_{ij} = \Pr(s_t = j / s_{t-1} = i)$. Dès lors, la matrice Θ est représentée comme suit :

$$\Theta = \begin{pmatrix} P_{00} & 1 - P_{11} \\ 1 - P_{00} & P_{11} \end{pmatrix} \quad (13)$$

La probabilité de transition P_{ij} est supposée constante dans le temps et dépend exclusivement d'une constante. D'après Ali (2001), cette constante peut être une tache solaire non identifiée qui coordonne les anticipations des spéculateurs. En pratique, ces probabilités sont obtenues à partir d'une forme fonctionnelle logistique qui les contraint à être bornées entre zéro et un :

$$P_{00} = \Pr(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) = \frac{\exp(p_0)}{1 + \exp(q_0)} \quad (14)$$

$$P_{11} = \Pr(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)} \quad (15)$$

$$P_{01} = 1 - P_{11} \text{ et } P_{10} = 1 - P_{00}$$

où p_0 et q_0 sont des valeurs initiales choisies arbitrairement.

Afin d'étendre le travail de Jeanne et Masson (2000) et être en mesure de saisir un effet de contagion, il nous faut présenter une modélisation dans laquelle les probabilités de transition varient dans le temps. Toutefois, préalablement, il est indispensable d'expliquer comment nous construisons la fonction de vraisemblance de notre modèle. A cet effet, nous nous inspirons des travaux d'Hamilton.

3.2. La fonction de vraisemblance

Afin de construire la fonction de vraisemblance, Hamilton (1994) propose un algorithme avec plusieurs étapes. Nous reprenons dans ce qui suit, ces étapes en les appliquant à notre modèle.

Etant donné notre modèle (Equation 12) discuté ci-dessus, pour toute valeur de y_t dans un intervalle $[c,d]$, la fonction de densité de y_t conditionnellement à l'état s_t , est représentée par :

$$f(y_t / s_t; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_v^2}(y_t - \gamma_{s_t} - \beta x_t)^2\right\} \quad (16)$$

pour $\{s_t\} = 0,1$. θ est le vecteur des paramètres à estimer qui contient aussi γ_1 , γ_2 et σ_v^2 .

En nous basant sur la règle de Bayes¹⁰⁶ et connaissant les probabilités conditionnelles P_{ij} , nous pouvons calculer la probabilité non conditionnelle pour l'état s_t , notée π_t :

$$\pi_t = \Pr(s_t; \theta) = \Pr(s_t / s_{t-1}) \bullet \Pr(s_{t-1}; \theta) \quad (17)$$

Les probabilités π_0 et π_1 sont alors incluses dans le vecteur des paramètres θ . Ce dernier est alors :

$$\theta \equiv (\gamma_1, \gamma_2, \beta, \sigma_v^2, \pi_0, \pi_1)'$$

¹⁰⁶ Pour n'importe quel événement A ou B et supposons que la probabilité de l'événement B est différent de zéro, la probabilité jointe de A et B peut être calculée comme suit : $\Pr(A \text{ et } B) = \Pr(A / B) \bullet \Pr(B)$.

En nous basant également sur la règle de Bayes, nous pouvons calculer aussi la probabilité jointe de y_t et l'état s_t tel que :

$$\Pr(y_t, s_t; \theta) = f(y_t / s_t; \theta) \bullet \Pr(s_t; \theta) \quad (18)$$

Cette probabilité est appelée aussi la densité de distribution (*density-distribution* selon l'expression de Hamilton). Elle peut être réécrite comme suit:

$$f(y_t, s_t; \theta) = \pi_t \bullet f(y_t / s_t; \theta) = \frac{\pi_t}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \gamma_{s_t} - \beta x_t)^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (19)$$

La fonction de densité non conditionnelle de y_t pour tous les états possibles de s_t est:

$$f(y_t; \theta) = \sum_{j=0}^1 f(y_t, s_t = j; \theta) = \frac{\pi_0}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \gamma_0 - \beta x_t)^2}{2\sigma_v^2}\right\} + \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \gamma_1 - \beta x_t)^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (20)$$

Puisque le régime s_t n'est pas observable, l'expression précédente représente la densité qui décrit la distribution des données de y_t observées actuellement (Hamilton, 1994). Ainsi, si la variable latente $\{s_t\}$ est identiquement et indépendamment distribuée entre les différentes périodes t , le logarithme de la fonction de vraisemblance peut être alors calculé à partir de l'expression suivante :

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta) \quad (21)$$

Le paramètre θ est alors estimé en maximisant cette fonction de vraisemblance sous les contraintes que $\pi_0 + \pi_1 = 1$ et $\pi_j \geq 0$ pour $j = 0, 1$. Pour ce faire, nous utilisons l'algorithme espérance-maximisation « EM »¹⁰⁷ (*Expectation - Maximisation algorithm*)¹⁰⁸.

¹⁰⁷ Nous discutons avec plus de détails la méthode de maximisation plus loin dans ce travail.

¹⁰⁸ Cet algorithme a été proposé par Dempster et alii (1977). Il permet de trouver le maximum de vraisemblance des paramètres de modèles probabilistes lorsque le modèle dépend de variables latentes non observables.

Après avoir estimé le vecteur des paramètres θ , nous allons pouvoir calculer la probabilité de chaque régime conditionnellement à l'observation y_t de la date t :

$$\Pr(s_t = j / y_t; \theta) = \frac{\Pr(y_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \frac{\pi_j \cdot f(y_t / s_t; \theta)}{f(y_t; \theta)} \quad (22)$$

En effet, étant donné le vecteur θ , il est possible d'utiliser les équations (16) et (20) afin de calculer la probabilité du régime (Equation 22) de chaque observation y_t de l'échantillon. Cette équation (22) représente la probabilité que le régime qui n'est pas observable, relatif à l'observation t , soit le régime j , compte tenu des données observées à cet instant.

3.3. Probabilité de transition variable (PTV) et fonction de vraisemblance

Dans cette section, nous supposons un processus généralisé dans lequel la probabilité d'avoir un état s_t à la date t , dépend non seulement de l'état s_{t-1} , mais aussi d'un vecteur d'autres variables observables (Dielbold et alii, 1992 ; Filardo, 1994). Dès lors, nous utilisons dans ce travail, des probabilités de transition qui varient au cours du temps en fonction des indicateurs de crise *MPI* d'un ensemble de pays voisins. Nous essayons de voir si la réalisation d'une crise dans un autre pays, caractérisée par l'augmentation de son *MPI*, contribue à changer les croyances des spéculateurs en plus de la bifurcation des fondamentaux du pays étudié.

Plus formellement, les probabilités de transition variables sont également déterminées par une forme fonctionnelle logistique afin qu'elles soient bornées entre zéro et un. Cependant, elles sont affectées par une variable observable z_t . Pour $\{s_t\} = 0,1$, les probabilités sont ainsi représentées comme suit :

$$P'_{00} = \Pr(s_t = 0 / s_{t-1} = 0, z_{t-1}) = \frac{\exp(c_0 + \alpha_0 z_{t-1})}{1 + \exp(c_0 + \alpha_0 z_{t-1})} \quad (23)$$

$$P'_{11} = \Pr(s_t = 1 / s_{t-1} = 1, z_{t-1}) = \frac{\exp(c_1 + \alpha_1 z_{t-1})}{1 + \exp(c_1 + \alpha_1 z_{t-1})} \quad (24)$$

$$P_{01} = 1 - P_{11} \text{ et } P_{10} = 1 - P_{00}$$

Puisque $\frac{dP_{11}^t}{dz_{t-1}}$ admet le même signe que le paramètre α_1 , avoir $\alpha_1 > 0$ (respectivement $\alpha_1 < 0$) implique qu'une augmentation de z_{t-1} augmente (respectivement baisse) la probabilité de rester dans l'état 1. De la même manière, $\alpha_0 > 0$ (respectivement $\alpha_0 < 0$) implique qu'une augmentation de z_{t-1} augmente (respectivement baisse) également la probabilité de rester dans l'état 0¹⁰⁹ (Tronzano et alii, 2003).

Tronzano et alii (2003) proposent une autre spécification pour le mécanisme de transition gouvernant la variable d'état $\{s_t\}$, en remplaçant z_{t-1} par z_t dans les équations des probabilités. Cependant, il faut que z_t soit une variable totalement exogène. En fait, un problème d'endogénéité sur z_t engendre un biais dans les estimations. En outre, dans notre contexte, ce problème d'endogénéité ne permet pas une interprétation économique plausible de l'effet de l'augmentation des pressions spéculatives dans un pays sur les anticipations des spéculateurs dans un autre marché.

Etant donnée la nouvelle forme fonctionnelle des probabilités de transition qui dépendent de la variable z_t , le logarithme de la fonction de vraisemblance est obtenu d'après Hamilton (1994) comme suit :

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t / z_t, Y_{t-1}; \theta) \quad (25)$$

où Y_t est le vecteur qui contient tous les observations obtenues à la date t tel que :

$$Y_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-m}, z_t, z_{t-1}, \dots, z_{t-m})'$$

θ est le vecteur des paramètres à estimer y compris $\{c_0, c_1, \alpha_0, \alpha_1\}$.

Par ailleurs, $f(y_t / z_t, Y_{t-1}, \theta)$ représente la fonction de densité conditionnelle de y_t sachant que l'ensemble des informations est disponible à la date $t-1$. La construction de cette fonction se fait selon les mêmes étapes que celles que nous avons présentées dans la section précédente. Cependant, nous avons besoin de construire les probabilités marginales de chaque état. Pour ce

¹⁰⁹ Si nous imposant la restriction suivante : $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ dans les équations 22 et 23, les probabilités de transition deviennent fixes.

faire, nous nous inspirons du travail de Hamilton (1994). Tout d'abord, nous regroupons les probabilités marginales dans le vecteur suivant :

$$\hat{\xi}_{t/t} = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 0 / Y_t, \theta) \\ \Pr(s_t = 1 / Y_t, \theta) \end{bmatrix}$$

Nous regroupons également les probabilités marginales pour chaque régime, prévues à la date $t+1$ en utilisant l'information disponible à la date t , dans le vecteur suivant :

$$\hat{\xi}_{t+1/t} = \begin{bmatrix} \Pr(s_{t+1} = 0 / Y_t, \theta) \\ \Pr(s_{t+1} = 1 / Y_t, \theta) \end{bmatrix}$$

Enfin, nous considérons le vecteur η_t qui contient les deux fonctions de densité de y_t conditionnellement à l'état s_t :

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t / s_t = 0, \theta) \\ f(y_t / s_t = 1, \theta) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(y_t - \gamma_0 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(y_t - \gamma_1 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \end{bmatrix}$$

Dès lors, les probabilités marginales $\hat{\xi}_{t/t}$ et $\hat{\xi}_{t+1/t}$ sont calculées pour chaque date t par une procédure d'itération sur les deux équations suivantes :

$$\hat{\xi}_{t/t} = \frac{(\hat{\xi}_{t/t-1} \circ \eta_t)}{1'(\hat{\xi}_{t/t-1} \circ \eta_t)} \quad (26)$$

$$\text{et } \hat{\xi}_{t+1/t} = \Theta'_{t+1} \bullet \hat{\xi}_{t/t} \quad (27)$$

où Θ_t est la matrice de probabilité de transition de la période $t-1$ à la période t décrite par l'équation (13). \circ est un opérateur de multiplication élément par élément.

L'équation (26) calcule la probabilité marginale relative par exemple à l'état j ($\Pr(s_t = j / Y_t; \theta)$) comme le ratio de la distribution jointe $f(y_t, s_t = j / Y_t; \theta)$ sur la distribution marginale $f(y_t / Y_t; \theta)$. L'équation (27) implique que les probabilités prévues de réalisation des différents états dans la période suivante, sont obtenues en multipliant le transposé de la matrice des probabilités de transition par le vecteur des probabilités de chaque état à la période actuelle.

En utilisant des valeurs initiales pour les paramètres du vecteur θ et pour le vecteur $\hat{\xi}_{1/0}$ (dans notre modèle, ce vecteur est égal à $[1 - P_1^1, P_1^1]'$), nous pouvons itérer les équations (26) et (27) pour $t = 1, 2, \dots, T$ afin de trouver les valeurs de $\hat{\xi}_{t/t}$ et $\hat{\xi}_{t+1/t}$ pour chaque période de notre échantillon. Nous déduisons ainsi la fonction de densité conditionnelle de y_t sachant l'ensemble des informations qui sont disponibles à la date $t-1$ ¹¹⁰ :

$$f(y_t / z_t, Y_{t-1}; \theta) = 1'(\hat{\xi}_{t/t-1} \circ \eta_t) \quad (28)$$

Dès lors, nous pouvons estimer le vecteur des paramètres θ en maximisant la fonction de vraisemblance (équation 25).

3.4. Maximum de vraisemblance et algorithme EM

L'idée de base de la méthode du maximum de vraisemblance est de trouver le vecteur $\hat{\theta}$ estimateur du vecteur θ , qui maximise la vraisemblance de l'échantillon utilisé. Pour ce faire, Hamilton (1994) propose de trouver le vecteur α qui est la solution de l'égalité suivante :

$$\sum_{t=1}^T \left(\frac{\partial \log \eta_t}{\partial \alpha'} \right)' \hat{\xi}_{t/T} = 0 \quad (29)$$

où α est un vecteur qui contient seulement les paramètres η_0 , η_1 , β et σ^2 .

L'estimateur $\hat{\theta}$ est ainsi la solution du système des équations non linéaires suivant :

¹¹⁰ Cf. Hamilton (1994) pour un développement détaillé de dérivation de l'équation (28) de l'équation (26).

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \gamma_j - \beta x_t) x_t \bullet \Pr(s_t = j / Y_T; \hat{\theta}) = 0 \text{ pour } j = 0, 1$$

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \sum_{j=0}^1 (y_t - \hat{\gamma}_j - \hat{\beta} x_t)^2 \bullet \Pr(s_t = j / Y_T; \hat{\theta})$$

$$\text{et } \hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{t=2}^T \Pr\{s_t = j, s_{t-1} = i / Y_T; \hat{\theta}\}}{\sum_{t=2}^T \Pr\{s_{t-1} = i / Y_T; \hat{\theta}\}}$$

Par ailleurs, puisque ces équations sont non linéaires, il n'est pas possible de résoudre analytiquement ce système afin d'avoir les paramètres du vecteur θ en fonction seulement des observations $\{y_1, y_2, \dots, y_T\}$. Cependant, nous utilisons un algorithme itératif pour trouver les estimateurs du maximum de vraisemblance. Nous commençons par utiliser des valeurs initiales pour les paramètres du vecteur θ , représentés par le vecteur $\theta^{(0)}$. Nous utilisons ensuite les équations du système ci-dessus afin de calculer un nouveau vecteur des paramètres $\theta^{(1)}$. Ce nouveau vecteur est utilisé aussi afin de produire un nouvel estimateur $\theta^{(2)}$. Nous continuons, par la suite, d'itérer et de trouver les vecteurs $\theta^{(3)}$, $\theta^{(4)}$, ... jusqu'à ce que nous aboutissions au cas où $\theta^{(m)} = \theta^{(m+1)}$. Cet algorithme est une application de l'algorithme EM. Ce dernier permet à travers ces itérations de converger vers l'estimateur $\hat{\theta}$ qui maximise la fonction de vraisemblance¹¹¹. Notons que cette méthode est appliquée également pour estimer les paramètres lorsque les probabilités de transition sont fixes (Cf. section 3.2).

4. Estimations et résultats : cas de la crise de change coréenne

Dans cette section, nous estimons un modèle avec changement de régime (MSR) équivalent au modèle théorique qui modélise l'équilibre tache solaire expliqué partiellement par une bifurcation des fondamentaux (Cf. équation 8, section 1.3). Pour ce faire, nous nous inspirons du travail de Jeanne et Masson (2000) (Cf. section 2.2). Cependant, contrairement à Jeanne et Masson (2000), nous l'illustrons empiriquement en utilisant l'exemple de la crise de change coréenne (1997). En fait, certains travaux ont montré que le Won coréen a été une victime des attaques spéculatives auto-réalisatrices durant la crise asiatique (Masson, 1999 ; Ratti et Seo, 2003). Dans ce

¹¹¹ Cf. Diebold et alii (1992) pour plus de description de l'algorithme EM.

travail, nous essayons de vérifier également cette hypothèse, mais en utilisant une méthodologie inspirée du travail de Jeanne et Masson (2000), qui n'a pas été utilisé par les travaux existants sur la crise coréenne. Nous étendons aussi cet essai à l'identification d'un effet de contagion qui explique, à côté de la bifurcation des fondamentaux, le changement dans les croyances des investisseurs qui permet de sauter d'un équilibre à un autre. Pour ce faire, nous estimons alors l'équation (11) avec deux régimes.

4.1. Variables, spécification et méthodologie

4.1.1. Variable dépendante

La variable dépendante de notre modèle est la probabilité de dévaluation anticipée par le marché. Cette dernière a été mesurée de différentes manières dans la littérature. Pour la crise coréenne, Ratti et Seo (2003) utilisent la prime du risque du taux de change à terme won/dollar tout en tenant compte des fluctuations dans la bande. Jeanne et Masson (2000) utilisent le différentiel des taux d'intérêt d'un mois entre les instruments Euro-Franc et Euro-DM pour la crise du Franc français en 1992-93. Ils corrigent également le différentiel des taux d'intérêt des mouvements prévus par rapport au centre de la bande en utilisant la méthode d'ajustement de Svensen (1993) (*Drift adjustment method*). Bratsiotis et Robinson (2004) utilisent seulement le différentiel des taux d'intérêt pour le cas mexicain sans faire appel à l'ajustement des dévaluations dans la bande. A l'appui de cette solution, Agénor et Masson (1999) montrent que le différentiel des taux d'intérêt peut expliquer parfaitement les anticipations du secteur privé dans le cas de la crise mexicaine 1994. Tronzano et alii (2003) utilisent également le différentiel des taux d'intérêt afin d'estimer un modèle de MSR relatif à la crise du Franc français. Ils ne l'ajustent pas avec la méthode de Svensen (1993) parce qu'ils estiment que cela donne les mêmes résultats au niveau économétrique. D'après ces auteurs, l'ajustement n'est nécessaire que dans le cas d'une estimation d'un modèle structurel avec plusieurs régimes comme celui de Jeanne (1997). En effet, durant la période de hausse du différentiel des taux d'intérêt, ce dernier représente parfaitement les anticipations d'une dévaluation attendue. Cependant, même si cette approximation n'est pas représentative durant la période de faible différentiel des taux d'intérêt, elle ne biaise pas la séparation entre les deux régimes avec et sans attaques spéculatives.

Dès lors, à l'instar de Tronzano et alii (2003), nous approximations la probabilité de dévaluation anticipée, par le différentiel des taux d'intérêt entre le taux d'intérêt coréen et celui des Etats-Unis. Cette mesure nous permet, en effet, d'analyser la dynamique du différentiel des taux d'intérêt. Le graphique (1) de l'annexe retrace l'évolution mensuelle de cette variable pour la période de janvier 1993 au septembre 2001.

4.1.2. Variables explicatives : les fondamentaux

Dans notre modèle, nous nous inspirons des travaux théoriques de seconde génération et notamment des modèles avec clause de sortie dans l'explication des crises de change (Jeanne 1997, Ratti et Seo, 2003 ; Bratsiotis et Robinso, 2004). Nous utilisons ainsi des variables macroéconomiques réelles afin de représenter les fondamentaux. Ces variables doivent apparaître dans la fonction objectif de l'autorité monétaire et elles sont déterminantes dans la formation des anticipations de dévaluation par le marché (Jeanne et Masson, 2000). Les variables macroéconomiques que nous avons considérées dans ce travail, sont le taux de chômage (*chom*), la balance courante en pourcentage du PIB (*bc*) et le taux de change réel (*tcr*). Le choix de ces variables pour représenter les fondamentaux est assez « standard » dans les travaux empiriques (Jeanne et Masson, 2000 et Ratti et Seo, 2003). Le graphique (2) montre l'évolution mensuelle de ces trois variables pour la période de janvier 1993 à septembre 2001. Comme Jeanne et Masson (2000), une variable tendance (*t*) est aussi utilisée comme variable explicative dans notre modèle MSR. Elle permet de saisir l'évolution temporelle de la réputation de l'autorité monétaire dans le maintien du taux de change fixe.

Les variables taux de chômage ainsi que les composantes avec lesquelles nous avons construit le taux de change réel, sont tirées du CD-ROM des Statistiques Financières Internationales (IFS). La variable taux de chômage est exprimée dans nos estimations en logarithme népérien (IFS ligne 67r.zf). Le TCR est calculé comme le ratio du taux de change nominal (IFS ligne ae.zf) et l'indice de prix à la consommation de la Corée (IFS ligne 64) multiplié par l'indice des prix à la consommation des Etats Unis ($TCR = TCN * IPC_{EU} / IPC$ avec TCN : taux de change nominal et IPC_{EU} : indice des prix à la consommation des Etats Unis). Les statistiques de la balance courante sont extraites de Abiad (2003).

Conformément au modèle théorique présenté dans la section 2 de ce chapitre, une augmentation du chômage et une détérioration de la balance courante signifient une dégradation des fondamentaux économiques. La significativité statistique de cette dégradation dans le changement de régime de la variable dépendante, représente un effet indirect sur le différentiel de taux d'intérêt. Nous supposons que cet effet indirect n'est que l'effet de la bifurcation des fondamentaux qui peut expliquer le changement dans les croyances des spéculateurs sur le marché des changes qui engendre le saut entre les équilibres. Ainsi, les coefficients des variables taux de chômage et balance courante sont *a priori* de signes positif et négatif respectivement. Par ailleurs, une augmentation du taux de change réel à l'incertain correspond à une augmentation de la compétitivité extérieure de l'économie coréenne. Le signe du coefficient de cette variable est *a priori* positif.

4.1.3. Indicateur de crise (IND) utilisé dans les PTV

Dans ce chapitre, comme dans Cerra et Saxena (2002), nous considérons une crise dans un pays comme une intense augmentation des pressions spéculatives sur le marché des changes. Afin de représenter la réalisation d'une crise dans un pays, nous utilisons donc l'indice des pressions spéculatives (*IND*). Ce dernier est une variable synthétique qui correspond à l'indice de crise. Cette variable est calculée pour la Thaïlande afin de mesurer l'intensité des pressions spéculatives sur le marché des changes. En fait, ces pressions spéculatives sur le marché thaïlandais constituent une source de contagion pour la Corée. Contrairement à la mesure utilisée dans le deuxième chapitre, cet indice est construit ici comme une moyenne pondérée de la variation du taux de change nominal, de la variation du taux d'intérêt et du négatif de la variation des réserves de changes (perte de réserves)¹¹² :

$$IND_t = \frac{(\% \Delta e_t)}{\sigma_{\Delta e_t}} + \frac{(\% \Delta i_t)}{\sigma_{\Delta i_t}} - \frac{(\% \Delta r_t)}{\sigma_{\Delta r_t}}$$

où $\% \Delta e_t$ est le taux de variation du taux de change nominal coté à l'incertain¹¹³, $\% \Delta i_t$ est le taux de variation du taux d'intérêt et $\% \Delta r_t$ est le taux de variation des réserves de change internationales. $\sigma_{\Delta e_t}$, $\sigma_{\Delta i_t}$ et $\sigma_{\Delta r_t}$ sont les écarts-types des ces même variables. Ces derniers sont utilisés comme

¹¹² Cette mesure est utilisée également par Cerra et Saxena (2002).

¹¹³ Qui donne l'équivalence en monnaie domestique d'un dollar.

pondérations afin de normaliser l'effet de la volatilité des variances des séries. Le graphique 3 de l'annexe présente les séries *IND* de la Corée, et de la Thaïlande.

4.1.4. Spécification et méthodologie

Dans ce travail, nous vérifions empiriquement, durant la crise asiatique, la présence de l'équilibre fondé sur une bifurcation des fondamentaux et l'effet d'une variable tache solaire pour l'économie coréenne. Nous vérifions également la possibilité d'une explication par la contagion de la variable tache solaire. A cet effet, nous utilisons plusieurs spécifications économétriques.

4.1.4.1. Spécification de base

Dans un premier temps, nous estimons l'équation (11) sans équilibres multiples. Le modèle est basé uniquement sur les fondamentaux (*the purely fundamentals-based model*), selon l'expression de Jeanne et Masson (2000)). La spécification n° 1 du modèle devient:

$$\pi_t = \gamma + \beta_1 tcr + \beta_2 c\ hom + \beta_3 bc + \beta_4 t + v_t$$

Le terme γ reste toujours constant quel que soit l'état $\{s_t\}$. Dès lors, pour estimer cette équation, nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

4.1.4.2. Spécification avec changement de régime et PTF

Dans un second temps, afin d'estimer l'équation (11) qui représente une modélisation économétrique linéarisée d'une situation d'équilibres multiples provoqués par la bifurcation des fondamentaux et la tache solaire (équation 8), nous spécifions l'équation (spécification n° 2) suivante :

$$\pi_t = \gamma_{s_t} + \beta_1 tcr + \beta_2 c\ hom + \beta_3 bc + \beta_4 t + v_t$$

où la valeur de γ_{s_t} dépend de l'état $\{s_t\}$ qui n'est pas observable et qui suit un processus markovien d'ordre 1 tel que $s_t = 0$ ou 1. Nous supposons que le terme d'erreur v est normalement

distribué avec une variance constante égale à σ_v^2 . Il est indépendant du processus $\{s_t\}$. Nous supposons également que les coefficients des variables explicatives $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 sont identiques dans les deux états. Les probabilités de transitions ($P_{ij} = \Pr(s_t = j / s_{t-1} = i)$) dans ce cas, sont supposées invariantes dans le temps. Nous rappelons que la transition entre les régimes est provoquée par une tache solaire non identifiée, qui coordonne les anticipations des spéculateurs.

4.1.4.3. Spécification avec changement de régime et PTV

Dans un troisième temps, nous allons voir si la probabilité de dévaluation anticipée par les spéculateurs sur le marché des changes coréen, peut être expliquée par les mouvements de *IND* de la Thaïlande source possible de contagion. Dès lors, nous estimons la même spécification ci-dessus (spécification n° 2), mais en utilisant des probabilités variables (PTV) (spécification n° 3). En fonction de l'évolution de l'indice de pressions spéculatives (*IND*) thaïlandais, la probabilité de changement dans les anticipations du marché coréen, varie. Cette variation exprime le passage d'un régime avec anticipations de faibles chances de dévaluation à un régime avec anticipation de fortes chances de dévaluations. Les probabilités de transition sont alors données par les expressions suivantes :

$$P'_{00} = \Pr(s_t = 0 / s_{t-1} = 0, z_{t-1}) = \frac{\exp(c_0 + \alpha_0 IND_{j,t-1})}{1 + \exp(c_0 + \alpha_0 IND_{j,t-1})}$$

$$P'_{11} = \Pr(s_t = 1 / s_{t-1} = 1, z_{t-1}) = \frac{\exp(c_1 + \alpha_1 IND_{j,t-1})}{1 + \exp(c_1 + \alpha_1 IND_{j,t-1})}$$

où $IND_{j,t-1}$ est l'indice de pressions spéculatives en Thaïlande puisque c'est le premier pays qui a vécu la crise durant l'épisode de la crise asiatique.

4.1.4.4. Test LR

Afin de comparer ces trois spécifications économétriques, nous utilisons le test *LR* (*likelihood ratio test*). La statistique de ce test est calculée comme suit :

$$LR = -2(l_c - l_{nc}) \sim \chi^2(k)$$

où l_{nc} et l_c sont les valeurs qui maximisent la fonction de vraisemblance des modèles contraint et non contraint respectivement. k est le nombre de contraintes. Sous l'hypothèse nulle selon laquelle les contraintes sont significatives, la statistique LR suit une distribution asymptotique avec k degrés de libertés correspondant au nombre de restrictions. Relativement à la spécification n° 3 qui est le modèle non contraint ici, les deux spécifications n° 1 et n° 2 sont des modèles contraints. La spécification n° 2 impose la restriction que les probabilités de transitions sont constantes ($\alpha_0 = \alpha_1 = 0$) et la spécification n° 1 ajoute la restriction d'avoir un terme constant dans les deux états ($\gamma_0 = \gamma_1$).

4.2. Résultats

Le tableau 1 synthétise les résultats des estimations des trois spécifications discutées ci-dessus. Les résultats de l'estimation de la première spécification basée seulement sur les fondamentaux, sont présentés dans la première colonne. Tous les coefficients sont statistiquement significatifs et conformes à l'intuition économique à l'exception du coefficient relatif à la variable taux de chômage. Ce dernier n'est pas statistiquement significatif bien qu'il soit de signe positif.

Les deuxième et troisième colonnes donnent les résultats des estimations des deuxième et troisième spécifications respectivement. Pour aboutir à des estimateurs qui maximisent la fonction de vraisemblance, nous avons programmé l'algorithme EM sous GAUSS 5.0. Nous avons utilisé alors la librairie OPTIMUM afin d'avoir les estimations finales.

Tableau 1 : Résultats des estimations des trois spécifications

Paramètres	MCO	PTF	PTV
β_1	19.008(7.069)	19.878(9.103)	18.825(10.771)
β_2	1.470(1.216)	-1.299(-1.25)	-0.618(-0.757)
β_3	-69.249(-7.724)	-21.488(-2.237)	4.975(0.557)
β_4	-0.149(-13.228)	-0.167(-18.213)	-0.0505 (-4.311)
γ_0	-24.97 (-2.639)	-36.998(-4.777)	-44.402(-6.908)
γ_1		-32.893(-4.298)	-33.965(-5.454)
σ^2	4.675	2.774	1.963
α_0			-0.365(-0.948)
α_1			-0.941(-0.463)
P_{00}		0.9875	
P_{11}		0.9502	
P_{10}		0.0124	
P_{01}		0.0498	
$Log(L)$	-227.4028	-209.132	-188.508
LR		36.5409	41.2484

* Les chiffres entre parenthèses sont des t de Student.

4.2.1. Evidence de multiplicité des équilibres

Les résultats des estimations de la deuxième spécification montrent que le modèle avec deux états dont les probabilités de transitions sont fixes, s'avère meilleur que le modèle linéaire. En effet, la qualité du modèle s'est considérablement améliorée : la variance estimée des erreurs a baissé (elle est devenue égale à 2.774 dans la deuxième spécification après avoir été égale à 4.675 dans le modèle linéaire), le logarithme de vraisemblance est plus élevé dans la deuxième spécification (-209.132) que dans le modèle linéaire (-227.4028) et les valeurs de la constante entre les deux états sont substantiellement différents ($\gamma_0 = -36.998$ et $\gamma_1 = -32.893$). En outre, ils sont tous les deux statistiquement significatifs.

En nous référant également au test LR , nous retenons aussi la deuxième spécification par rapport à la première qui représente le modèle linéaire. La statistique LR , dans ce cas, est égale à 36.5409. Cette valeur est bien supérieure aux valeurs critiques données par une statistique de

χ^2 avec 1 degré de liberté aux seuils de 1%, 5% et 10% (respectivement égales à 6.635, 3.841 et 2.706). Nous rejetons alors l'hypothèse nulle qui vérifie les contraintes représentées par le modèle linéaire. Cependant, Jeanne et Masson (2000) pensent que la formulation de ce test *LR* est un peu compliquée par le fait que plusieurs paramètres (en particulier les probabilités de transition entre les états) ne sont pas définis sous l'hypothèse nulle. Afin de pallier ce problème, ces auteurs utilisent des valeurs critiques en ajoutant un supplément de 3 degrés de liberté. Dès lors, nous comparons notre statistique *LR* à des valeurs critiques issues d'une statistique de χ^2 avec 4 degré de liberté aux seuils de 1%, 5% et 10% (respectivement égales à 13.277, 9.488 et 7.779). Nous remarquons que, même dans ce cas, nous rejetons l'hypothèse nulle et nous retenons la deuxième spécification non linéaire où le modèle est caractérisé par deux états. Ce résultat fournit alors une évidence empirique de la présence d'une situation d'équilibres multiples avec des attaques spéculatives auto-réalisatrices. En fait, nous identifions empiriquement la présence de deux équilibres caractérisant la crise de change auto-réalisatrice dans la Corée durant la dernière décennie. D'après nos résultats, nous pouvons penser également que le saut de l'équilibre de stabilité vers l'équilibre de crise est véhiculé par une variable tache solaire non observable.

Cependant, la significativité statistique de la plupart des variables macroéconomiques dans cette deuxième spécification, vérifie aussi la contribution de la bifurcation des fondamentaux dans l'explication du saut entre les équilibres dans le contexte d'une crise de change auto-réalisatrice. En effet, les coefficients de la balance courante et du taux de change réel, ont des signes attendus et statistiquement significatifs au seuil de 5% (les *t* de Student sont respectivement égaux à -2.237 et 9.103 et supérieurs en valeur absolue à la valeur critique 1.96). Par ailleurs, le coefficient associé au taux de chômage, a un mauvais signe qui n'est pas conforme à l'intuition économique, mais qui n'est pas également statistiquement significatif. Ces résultats confirment ceux de Ratti et Seo (2003) qui ont estimé un modèle non linéaire (selon l'approche de Jeanne 1997) dans lequel ils expliquent la probabilité de dévaluation par les mêmes fondamentaux que ceux utilisés dans notre travail. Afin d'expliquer la non significativité du taux de chômage dans le cas de la Corée, ces auteurs pensent que l'influence de cette variable est indirecte à travers son effet sur la balance courante. Ils trouvent aussi que l'évolution des fondamentaux vers la zone des spéculations auto-réalisatrices est déterminée seulement par le déficit de la balance courante et du taux de change réel. En fait, depuis juillet 1997, les apports de capitaux ont ralenti puis se sont inversés. Le déficit de la balance de paiement était alors financé par les fonds des réserves de la banque centrale. D'après Park et Song (1999), la banque centrale coréenne a perdu ainsi 15 milliards de dollars américains de réserves dans le mois de novembre 1997. Cet épuisement a provoqué une attaque spéculative contre le won

coréen. Les banques coréennes eurent des difficultés à emprunter des devises à court terme et la prime du risque associée au taux de change won/dollar a augmenté en valeur absolue à partir du mois d'août 1997. Les fondamentaux de la Corée sont entrés dans la zone des équilibres multiples durant cette période jusqu'au mois d'avril 1998.

La colonne 2 fournit aussi les estimateurs des probabilités de transition entre les états. La probabilité de transition d'un état de stabilité vers un état de crise est très faible ($P_{10} = 0.0124$). La probabilité de transition d'un état de crise vers un état de stabilité est également faible ($P_{01} = 0.0498$). Ces faibles probabilités vérifient une relative stabilité dans les états; Chaque état demeure dominant dans une longue sous période de la période d'estimation. Le passage entre les deux états n'est pas très fréquent au cours du temps. En effet, le changement de régime est réalisé une seule fois. Ceci peut être expliqué par l'utilisation d'une longue période d'estimation caractérisée par une seule sous période de crise qui figure durant la période 1997-1998.

4.2.2. Identification de la contagion

La troisième colonne du tableau 1, fournit les résultats des estimations de la troisième spécification. Dans cette dernière, les probabilités de transition entre les états deviennent variables en fonction de l'*IND* de la Thaïlande. Nos résultats montrent ainsi que cette troisième spécification avec des probabilités de transition variables, est meilleure que la deuxième spécification avec des probabilités de transition fixes. En effet, nous remarquons la nette amélioration dans la qualité statistique de cette troisième spécification : la variance estimée des erreurs a baissé (elle est devenue égale à 1.963 dans la troisième spécification après avoir été égale à 2.774 dans la deuxième spécification) , le logarithme de vraisemblance est plus élevé dans la troisième spécification (-188.508) que celui de la deuxième spécification (-209.132) et les valeurs de la constante restent aussi substantiellement différentes entre les deux états ($\gamma_0 = -44.402$ et $\gamma_1 = -33.965$) et elles ils sont toutes les deux statistiquement significatives.

En outre, le résultat du test *LR*, présenté dans la troisième colonne du tableau 1, montre bien la supériorité de cette troisième spécification par rapport à la deuxième. La valeur calculée de la statistique *LR*, égale à 41.2484, est bien supérieure aux valeurs critiques données par une statistique

de χ^2 avec 2 degré de liberté¹¹⁴ aux seuils de 1%, 5% et 10% (respectivement égales à 9.21, 5.991 et 4.605). Elle est également nettement supérieure aux valeurs critiques si nous ajoutons 3 degrés de liberté ($\chi^2(5) = 15.086, 11.07, 9.236$ respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%). Nous rejetons alors l'hypothèse nulle selon laquelle nous acceptons la deuxième spécification. Nous retenons donc la troisième spécification qui suggère l'importance de l'indice de crise thaïlandaise dans l'explication de la probabilité de dévaluation anticipée par le marché coréen.

Nous remarquons également, à partir de nos résultats, le signe négatif des coefficients α_0 et α_1 . Ce qui montre qu'une augmentation dans l'*IND* thaïlandais engendre une baisse dans la probabilité de rester dans le même état de stabilité ou de crise. En d'autres termes, une crise de change en Thaïlande réduit les chances de préserver la stabilité en Corée. Elle risque donc de faire passer l'économie coréenne de l'état de stabilité vers l'état de crise. Dès lors, nous montrons que la réalisation de la crise thaïlandaise durant l'épisode de 1997, saisie ici par son indice de crise *IND*, a affecté négativement les anticipations de la dévaluation par les spéculateurs sur le marché des changes coréen. Nous fournissons ainsi une évidence empirique que la crise thaïlandaise peut expliquer, même partiellement, le changement dans les croyances du marché. Ce résultat montre la présence de la contagion qui a engendré la crise coréenne.

Contrairement à la deuxième spécification, la variable balance courante n'est plus statistiquement significative. Cependant, le taux de change réel demeure statistiquement significatif. Il présente un bon signe qui est conforme à ce qui est attendu. Avec le résultat de la significativité statistique des variables macroéconomiques dans la deuxième spécification, ce résultat confirme également la théorie de la bifurcation des fondamentaux dans l'explication du changement dans les croyances du marché à côté de la variable tache solaire (Jeanne, 1997).

Notons que notre méthodologie basée sur l'utilisation du modèle à changement de régimes de Hamilton, paraît plus apte à vérifier la théorie des équilibres multiples qui modélise les croyances des investisseurs, que celle du modèle avec clause de sortie. Ce dernier est en effet plus restrictif selon Jeanne et Masson (2000). Il contraint les estimations en supposant la situation des équilibres multiples. A l'inverse, dans notre méthodologie, nous avons cherché à tester la présence de cette situation des équilibres multiples.

¹¹⁴ Nous rappelons que 2 est le nombre de contraintes sous l'hypothèse nulle selon laquelle nous acceptons la deuxième spécification. L'hypothèse alternative est l'hypothèse selon laquelle nous acceptons la troisième spécification.

Enfin, nos résultats montrent que la crise peut être expliquée par un changement soudain dans les anticipations des investisseurs. Ce changement est déterminé par deux facteurs qui demeurent imbriqués à savoir la situation intermédiaire des fondamentaux et la réalisation d'une crise dans un autre pays. A cet effet, plusieurs suggestions en termes de politiques économiques peuvent être avancées. En plus de l'application d'un contrôle de capitaux et de l'implication des institutions internationales, discutées déjà dans le chapitre précédent, les autorités monétaires doivent réduire la vulnérabilité macroéconomique en terme des fondamentaux et augmenter la transparence et fournir des données adéquates concernant ses politiques pour les objectifs fondamentaux.

Conclusion du chapitre 4

Dans ce chapitre, nous avons tenté d'identifier la contagion à travers une étude empirique de la dynamique des anticipations des investisseurs. En nous basant sur une représentation sous une forme réduite d'un modèle avec clause de sortie (analogue à celui de Jeanne et Masson, 2000), nous avons pu caractériser un équilibre fondé conjointement sur la bifurcation des fondamentaux et la variable tache solaire qui véhicule la transition entre n régimes de l'économie. A l'instar de Jeanne et Masson (2000), nous avons montré que ce modèle peut être soumis à une analyse empirique en utilisant le modèle à changement de régime de Markov construit par Hamilton (1994). Nous avons dès lors étudié empiriquement le cas de la crise de change coréenne. A cet effet, nous avons construit trois spécifications économétriques modélisant les mouvements des anticipations des investisseurs : la première est basée seulement sur les fondamentaux (*the purely fundamentals-based model*), tandis que la deuxième est basée sur un modèle avec changement de régime. La transition entre les états est interprétée comme étant un saut auto-réalisateur dans les croyances du marché. Enfin, dans la troisième spécification, nous avons relié les probabilités de transition entre les états à l'indicateur de crise thaïlandais afin d'explicitier un effet de contagion.

En allant à l'essentiel, deux conclusions peuvent être tirées de notre essai empirique :

- En utilisant une méthodologie basé sur le MSR, nous confirmons les résultats de Ratti et Seo (2003) qui ont estimé un modèle structurel pour la Corée. En effet, le résultat du test LR qui suggère le maintien de la spécification avec changement de régime, confirme que la Corée s'est effectivement trouvée dans une zone d'équilibres multiples avec des spéculations auto-

réalisatrices durant la crise asiatique. Par ailleurs, la significativité statistique du taux de change réel ainsi que de la balance courante, confirme également le rôle de la bifurcation des fondamentaux.

- La supériorité de la qualité statistique de l'estimation de notre modèle lorsque les probabilités de transition sont fonction de l'indice de crise thaïlandais, montre que le saut entre les équilibres en Corée (de l'équilibre de stabilité vers l'équilibre de crise) peut être expliqué par l'augmentation des pressions spéculatives sur le marché des changes thaïlandais. Nous identifions ainsi la contagion tout en vérifiant sa complémentarité avec une certaine dégradation sous-jacente des fondamentaux.

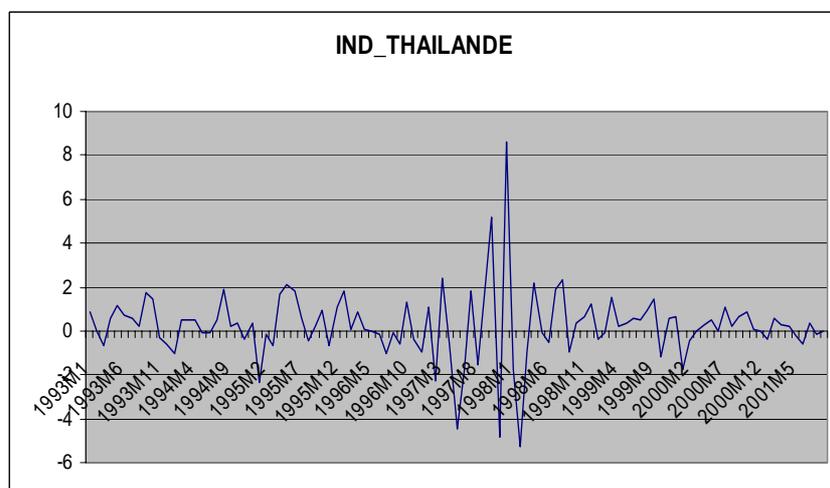
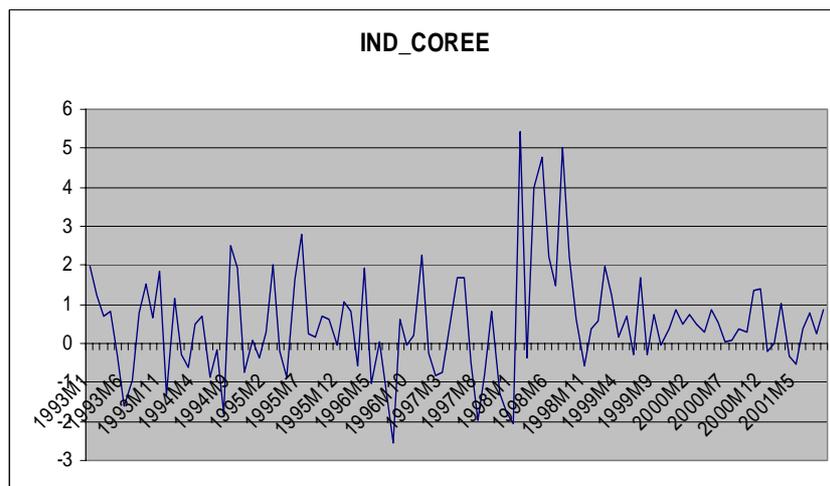
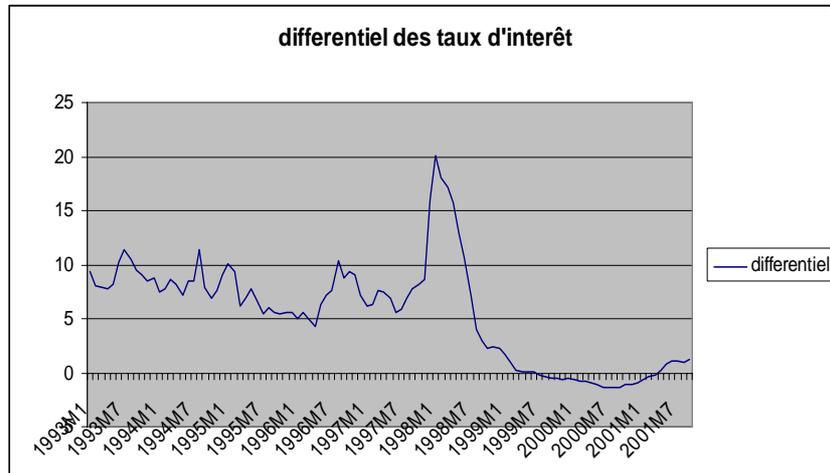
Outre la Thaïlande, la Corée a été contaminée aussi par Taiwan (Stiglitz, 2002). Quand la crise s'est déclenchée à Taiwan, les banques étrangères opérant en Corée ont commencé à révoquer des prêts de court et de moyen terme dans un souci de gestion du risque et de liquidité (fuite vers la qualité). Cette réaction de la part des banques étrangères, peut être expliquée par la similarité des fondamentaux de Taïwan 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. Dès lors, il serait intéressant d'ajouter à l'indice de crise thaïlandais, celui du Taiwan dans la probabilité de transition¹¹⁵. Cette extension est indispensable 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.

Une autre extension intéressante de notre recherche serait d'estimer la forme structurelle d'un modèle avec clause de sortie en intégrant la contagion dans l'explication de la probabilité de dévaluation.

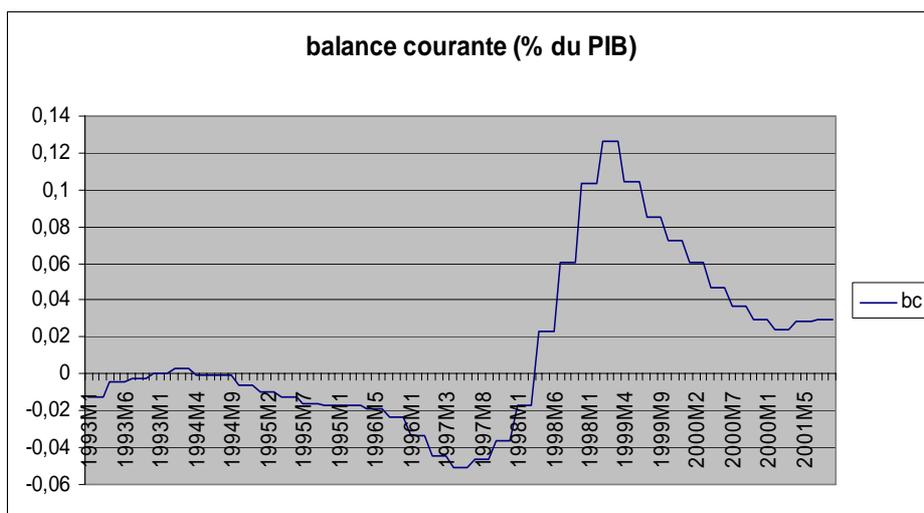
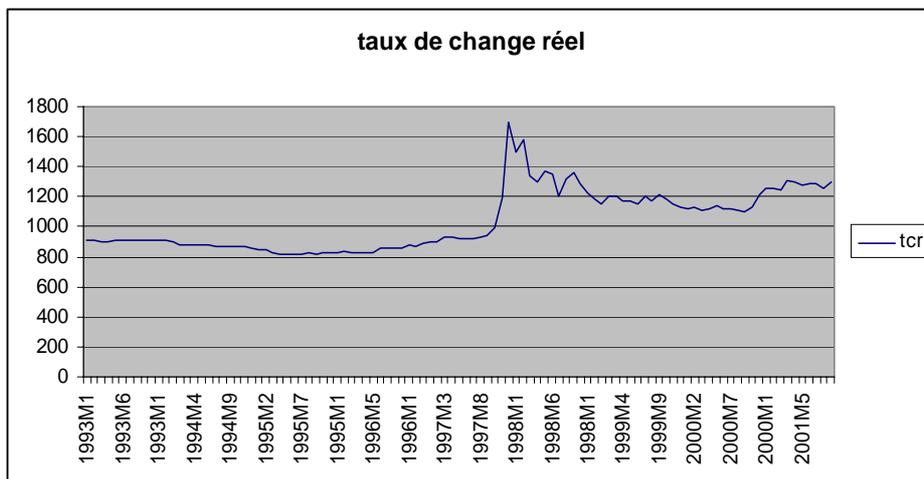
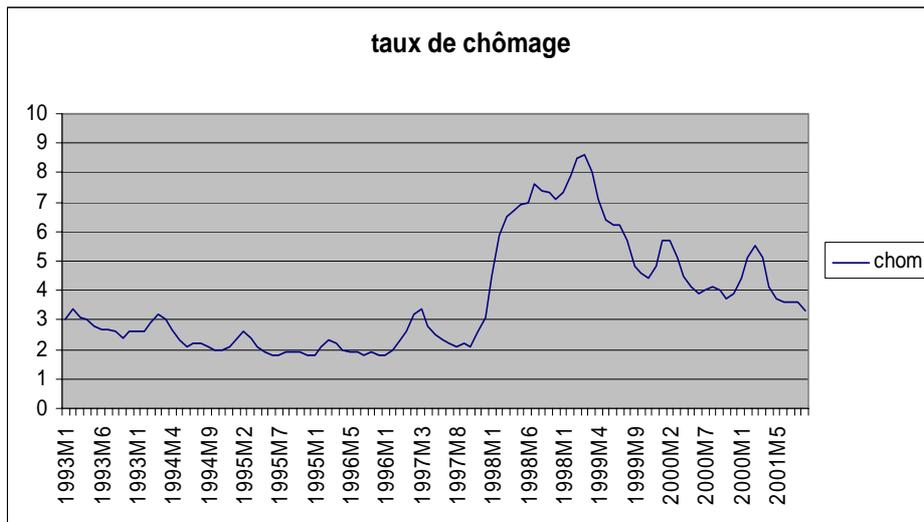
¹¹⁵ Nous ne l'avons pas fait dans ce travail à cause de la disponibilité des données relatives à Taiwan.

Annexes au chapitre 4

Graphique (1) : évolution mensuelle du différentiel des taux d'intérêt et de l'IND coréen et l'IND thaïlandais



Graphique 2 : évolution mensuelle de certaines variables macroéconomiques



Résultats des estimations

Estimation MCO (output Eviews)

Dependent Variable: différentiel des taux d'intérêt

Method: Least Squares

Sample: 1993:01 2001:09

Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.97086	9.460782	-2.639408	0.0096
LOG_TCR	19.00816	2.688775	7.069451	0.0000
LOG_TCMG	1.470864	1.208757	1.216840	0.2265
CC_PIB	-69.24963	8.965089	-7.724367	0.0000
@TREND	-0.149519	0.011302	-13.22893	0.0000
R-squared	0.804794	Mean dependent var	5.476476	
Adjusted R-squared	0.796985	S.D. dependent var	4.799135	
S.E. of regression	2.162353	Akaike info criterion	4.426719	
Sum squared resid	467.5772	Schwarz criterion	4.553098	
Log likelihood	-227.4028	F-statistic	103.0696	
Durbin-Watson stat	0.529328	Prob(F-statistic)	0.000000	

Estimation avec probabilités de transitions fixes (output Gauss 5.0)

```

=====
==FINAL OUTPUT=====
initial values of prmtr is
 0.99291 0.98055 0.80000 0.80000 0.80000 0.10000 -2.64605
 0.08871 8.48659
=====
code is----- 0.00000
likelihood value is -209.13231

Estimated parameters are:

0.95020 0.98753 19.87885 -1.29979 -21.48872 -0.16738 -1.66555
-36.99827 -32.89391

2.94861 4.37167 19.87885 -1.29979 -21.48872 -0.16738 -1.66555
-36.99827 -32.89391

Standard errors of parameters are:
0.04315 0.01323 2.18373 1.03943 9.60228 0.00919 0.11917
7.74374 7.65205
=====

```

CONCLUSION GENERALE

Dans cette thèse, nous avons étudié la contagion des crises financières internationales contemporaines à la lumière des derniers développements théoriques et à l'aide de nouvelles méthodologies économétriques qui permettent d'identifier la contagion. Notre analyse théorique a mis en évidence le rôle des fondamentaux et de l'interdépendance entre les économies affectées dans le mécanisme de contagion, tandis que nos résultats empiriques ont permis de proposer une évaluation complémentaire des prédictions théoriques.

1) Les leçons théoriques

Notre revue de la littérature relative à la modélisation des crises financières et en particulier des crises de change, nous a permis de montrer qu'il est possible de caractériser la contagion à travers un modèle d'attaques spéculatives auto-réalisatrices comme le modèle avec clause de sortie. Il en ressort une définition plus précise du processus de la contagion : la réalisation d'une crise dans un autre pays peut mener à la coordination et à la polarisation des croyances des investisseurs internationaux vers l'équilibre avec attaques spéculatives. Il ressort de notre revue de la littérature trois leçons intéressantes : premièrement, ce processus de contagion a permis d'étendre les recherches sur les modèles avec tache solaire. Cette variable purement exogène peut être liée à un événement observable à savoir la réalisation d'une crise dans un autre pays. En second lieu, ce processus de contagion ne s'opère que sous la condition préalable d'une dégradation sous-jacente des fondamentaux. En effet, suite à une multiplicité des équilibres engendrés par une zone intermédiaire des fondamentaux, les attaques spéculatives auto-réalisatrices se déclenchent sous l'influence d'une crise dans un autre pays. Sur le plan théorique, cette conclusion nous a permis de nous positionner par rapport au débat concernant l'explication des crises soit par des facteurs endogènes (les fondamentaux) soit par des facteurs exogènes (la contagion). En fait, sans nier la possibilité d'un positionnement aux deux extrémités du spectre, de façon plus générale, ces deux facteurs semblent bien se combiner intimement dans le déclenchement de la plupart des crises financières. En outre, même en présence d'une contagion, celle-ci peut être associée à d'autres sources de transmission comme les facteurs d'interdépendance. En effet, il est clair que les croyances des investisseurs peuvent être influencées aussi bien par l'irruption d'une crise dans un pays étranger que par la transmission de celle-ci via les liens commerciaux et les chocs communs (Masson 1999a). En outre, la hausse des liens entre les marchés financiers, caractérisée par une

grande diversification des portefeuilles internationaux, peut également faciliter la réalisation d'un phénomène de contagion. Dès lors, afin d'identifier empiriquement la contagion, il est nécessaire de le faire dans un cadre commun où nous tenons compte des facteurs d'interdépendance et de l'effet des fondamentaux.

2) Les leçons empiriques

Au niveau empirique, après avoir vérifié la pertinence des deux facteurs interdépendance et fondamentaux lors des récentes crises financières, nous nous sommes concentrés sur deux tâches : La première était de proposer une nouvelle méthodologie économétrique qui permet d'identifier la contagion dans le cadre d'une crise financière régionale caractérisée par une forte interdépendance. Cette nouvelle méthodologie nous a permis de résoudre certains problèmes d'ordre technique figurant dans les travaux antérieurs. La deuxième tâche consistait à combler un vide, celui lié à l'absence des travaux qui mettent en œuvre empiriquement un modèle avec clause de sortie intégrant la contagion provoquée par des attaques spéculatives auto-réalisatrices.

Notre premier essai empirique nous a permis de vérifier la significativité statistique de la présence de l'effet des fondamentaux ainsi que de l'interdépendance commerciale et financière, dans les récentes crises financières des années quatre-vingt-dix. Lors de ces épisodes, nos estimations nous ont permis de montrer que les pays émergents contaminés avaient une dégradation dans leurs fondamentaux. *A priori* ce résultat corrobore les explications théoriques du rôle des fondamentaux dans le processus du déclenchement d'une crise, aussi bien dans le cadre des modèles de première génération que des modèles de deuxième génération. Cependant, en nous basant sur le consensus des experts qui régnait à la veille des crises des années quatre-vingt-dix, sur la stabilité des économies des pays émergents, il nous paraît plus judicieux d'expliquer les épisodes de crises observés comme le produit d'une dégradation préalable des fondamentaux en tant que condition nécessaire à l'apparition d'attaques spéculatives auto-réalisatrices. La rapidité avec laquelle la crise s'est propagée d'un pays à l'autre milite en faveur d'un processus de contagion liée à des prophéties auto-réalisatrices. Nos estimations nous ont montré également le caractère régional des crises financières récentes notamment les crises mexicaine et asiatique. En effet, des liens commerciaux et financiers essentiellement régionaux ont fortement joué dans la transmission de ces deux crises financières. S'il est vrai que ce constat prône plutôt en faveur d'une propagation de ces crises par des mécanismes d'interdépendance, il n'exclut cependant pas la possibilité d'une contagion.

Notre deuxième essai empirique nous a permis d'étendre la littérature empirique qui traite du débat interdépendance/contagion. Ce travail était l'occasion de présenter les méthodes économétriques d'identification de la contagion des crises financières entre des économies fortement interdépendantes et de discuter les limites et les problèmes techniques des travaux antérieurs. Il en ressort que la subjectivité dans la définition de la période de crise est une limite très importante dans les tests économétriques proposés comme le test de corrélation (Rigobon, 2003) et le test de causalité (Sander et Kleimer, 2003). Un examen attentif de ces travaux montre que la distinction entre la dynamique de long terme et celle de court terme est indispensable pour rendre compte des interdépendances entre les marchés financiers. Cette conclusion s'applique même aux travaux qui ont proposé des tests issus des estimations avec l'intégralité de l'échantillon (Favero et Giavazzi, 2002). Notre méthodologie originale basée sur l'ECM non linéaire nous a permis ainsi de résoudre ces problèmes. En effet, nous avons estimé sur l'intégralité de la période un modèle d'interdépendance de long terme, puis testé la non-linéarité des chocs structurels dans un modèle ECM afin d'identifier la contagion. Nous avons montré dès lors, la non linéarité des mécanismes de propagation des chocs sur les marchés des *spreads* de la Malaisie et des Philippines lors de l'épisode de la crise asiatique. La crise initiée à partir de la Thaïlande et de l'Indonésie, s'est propagée vers la Malaisie et les Philippines, *via* un processus de contagion. Nos résultats n'ont pas pu détecter, en revanche, une propagation contagieuse vers la Corée. Ce résultat montre la cohérence avec une explication qui intègre une condition nécessaire de l'état des fondamentaux dans le processus de la contagion véhiculée par des croyances auto-réalisatrices, vu la grande différence entre l'économie coréenne et celles de la Malaisie et des Philippines à la veille de la crise asiatique. La conclusion relative à la Corée montre toutefois la nécessité d'aller plus loin en adoptant une méthode économétrique qui ne tienne pas compte seulement des interdépendances. Il paraît également nécessaire d'appréhender empiriquement le rôle des fondamentaux sur la dynamique des anticipations au sein du processus de contagion

C'est précisément la raison d'être de notre troisième essai. Celui-ci qui nous a permis d'identifier empiriquement la contagion à travers les anticipations auto-réalisatrices. En nous inspirant de l'estimation empirique d'un modèle avec clause de sortie par le MSR, effectuée par Jeanne et Masson (2000), nous relierons la variable tache solaire à un événement publiquement observable comme la réalisation d'une crise dans un autre pays. Cette méthodologie nous a permis d'une part de combler le vide lié à l'absence de travaux qui étudient empiriquement la contagion dans le cadre des modèles avec clause de sortie. D'autre part, elle nous a permis de vérifier empiriquement l'explication par l'imbrication de la contagion et des fondamentaux dans les

récentes crises financières. Nos résultats empiriques relatifs au cas coréen, ont montré que la crise de change coréenne était principalement auto-réalisatrice. La significativité des variables macroéconomiques explicatives, a montré également que les mouvements des croyances du marché des changes vers l'équilibre de crise, peuvent être expliqués par une bifurcation dans les fondamentaux. Cependant, l'intégration de l'indice de crise thaïlandais dans la probabilité de transition entre les équilibres du marché coréen, a contribué à l'amélioration de la qualité statistique de notre spécification économétrique. Il en résulte l'évidence d'une contamination de la Corée par la crise thaïlandaise. Cette propagation a été réalisée à travers un processus de contagion véhiculée par une dégradation sous-jacente des fondamentaux.

En résumé, les leçons empiriques de ce travail de thèse montrent que la crise financière asiatique a été déclenchée à travers divers mécanismes qui ont favorisé la réalisation de la contagion. En effet, nous avons pu conclure que les pays asiatiques étaient caractérisés par une forte interdépendance commerciale et financière qui avait assuré une transmission constante des chocs *via* des canaux permanents. Ces pays étaient caractérisés également par une faiblesse sous-jacente de leurs fondamentaux. En termes de politique économique, ces conclusions militent pour la mise en place des mesures préventives de long terme. En outre, nous avons conclu que la crise asiatique était aussi contagieuse. En effet, les chocs étaient largement transmis *via* des canaux temporaires qui existaient seulement pendant la crise. Dans ce cas, les autorités ont alors intérêt à adopter des mesures curatives de court terme. Ces dernières sont plus transitoires. Elles sont appliquées uniquement pendant les périodes de crise. A l'issue des conclusions de ce travail de thèse, nous pouvons ainsi recommander un ensemble de mesures de court terme et de long terme :

1) Mesures de court terme : Dans cette thèse, nous avons vérifié empiriquement que la crise asiatique était largement transmises *via* des canaux temporaires. Nous recommandons ainsi aux autorités d'adopter des stratégies d'insularisation de court terme comme le contrôle de capitaux afin de pallier le changement brusque des croyances des investisseurs internationaux. A cet effet, elles peuvent imposer des taxes sur les capitaux sortants de court terme. Elles peuvent également imposer la taxe de Tobin sur les opérations de change. Elles doivent aussi réduire la vulnérabilité macroéconomique en augmentant la transparence et fournir des données adéquates concernant les politiques appliquées pour les objectifs fondamentaux.

2) Mesures de long terme :

- Afin de réduire le risque des chocs régionaux et globaux, les autorités monétaires doivent renforcer leurs fondamentaux notamment leurs systèmes financiers. En effet, la fragilité du secteur bancaire était l'un des premiers symptômes de la crise asiatique. D'une part, cette fragilité a pu, plus vraisemblablement, conduire à une perception différente ou une réévaluation par les investisseurs internationaux des risques encourus. D'autre part, la croissance des engagements non couverts du secteur bancaire intérieur a rendu les économies asiatiques plus vulnérables à une perte de confiance des investisseurs.
- A l'issue de la forte interdépendance commerciale et financière qui a été vérifiée empiriquement dans cette thèse pour les économies asiatiques, nous recommandons aux autorités monétaires de limiter les flux commerciaux avec les autres pays qui ont plus de chance d'être en crise. Néanmoins, elles peuvent renforcer la coordination internationale pour réduire les fluctuations excessives des taux de change et des taux d'intérêt. Elles doivent également surveiller soigneusement leurs vulnérabilités vis-à-vis du créateur commun. Elles peuvent ainsi faciliter les décisions des banques privées en fournissant de l'information sur les positions globales de leurs créateurs. Elles peuvent aussi concourir à l'ajustement de la composition des créateurs.
- Nous recommandons également un renforcement du rôle des institutions internationales (tout particulièrement du FMI dont les pouvoirs et les missions doivent être renforcés) qui peuvent jouer le rôle d'un prêteur international en dernier ressort afin d'assurer une assistance pour les problèmes de liquidité. Le FMI peut également aider les autorités à développer des moyens préventifs *a priori* et non *a posteriori*. Les autorités peuvent dès lors appliquer des stratégies de cantonnement au niveau local des crises. En fait, le FMI s'est déjà engagé dans cette direction en faisant bénéficier spécifiquement les pays dont la structure de la dette est raisonnable et dont les politiques structurelles et macroéconomiques sont solides, d'une ligne de barrage spécifique additionnelle contre la contagion. En effet, Les lignes crédit contingentes (LCC) du FMI s'inscrivent typiquement dans cette orientation. Nous recommandons dès lors le renforcement de cette politique qui puisse agir puissamment sur les anticipations des investisseurs, engendrant ainsi un effet capable de réduire le risque de contagion tout en exerçant sur les pays émergents un effet disciplinaire.

3) Les prolongements possibles de notre recherche

Parmi l'ensemble des améliorations souhaitables, 4 directions principales peuvent être discernées ;

1) Caractériser la contagion à l'aide d'une approche en termes de théorie des jeux, notamment sur la base des jeux globaux développés par Carlsson et van Damme (1993). Cette approche permettrait de réduire la multiplicité des équilibres à un seul équilibre à l'instar des travaux de Morris et Shin (1998). Ce type d'analyse devrait permettre de dégager des préconisations de politique économique plus solidement étayées que nous n'avons pu le faire, notamment au niveau de la gestion de l'information et de sa diffusion (exemple : la politique de transparence qui a été préconisée par le FMI).

2) Développer la procédure de l'ECM non-linéaire vers une analyse multivariée afin de corriger les problèmes d'endogénéité. Nous pourrions ainsi tester la non-linéarité d'un VECM. Il serait également utile d'intégrer dans ce VECM l'effet de certains fondamentaux qui figurent dans le processus des attaques spéculatives auto-réalisatrices. Nous pourrions identifier ainsi la contagion en tenant compte simultanément de l'interdépendance et des fondamentaux.

3) Identifier la présence d'une contamination de la Corée par la crise à Taiwan du fait de leur similarité en termes de fondamentaux. Il serait donc utile d'élargir l'échantillon utilisé dans le deuxième chapitre en ajoutant le *spread* de Taiwan ou d'intégrer l'indice de crise de ce dernier dans la probabilité de transition entre les équilibres sur le marché des changes coréen. Il serait également intéressant d'étendre l'analyse à d'autres crises financières récentes comme les crises ces toute dernières années.

4) Intégrer dans notre modèle MSR les facteurs d'interdépendance commerciaux et les chocs communs (comme dans le modèle théorique avec clause de sortie de Masson). Il serait dès lors plus intéressant de mesurer la part de chaque facteur dans la réalisation de la crise, ce qui aiderait à une réflexion sur les politiques économiques adéquates dans le cas de ce type de crises financières.

De nombreuses extensions semblent possibles à partir de ces quelques pistes. Cependant, dans notre thèse, nous avons, même, pu étudier la contagion en tenant compte de tous les autres déterminants des crises financières internationales contemporaines. Dès lors, nous avons pu identifier la contagion et comprendre ses mécanismes lors de l'épisode de la crise asiatique.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABIAD, A. (2003), « Early Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach », IMF Working Paper, WP/03/32.
- AGENOR, P., BHANDARI, J., FLOOD, R. (1992), « Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crises », *IMF Staff Papers*, Vol. 39, n°2, juin.
- AGENOR, P., MASSON, P.R. (1999), « Credibility, reputation, and the Mexican peso crisis », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.31, n° 1, p. 70-84.
- AGLIETTA M., SGARD J., CADIOU L., BENASSY-QUERE A. (1997), « La crise financière en Asie », *La lettre du CEPII*, n° 161, octobre.
- AGLIETTA, M. (1998), « Comment réguler les crises financières internationales ? » *Sciences Humaines*, Hors série n° 22, sept.-oct.
- AHLUALIA P. (2000), « Discriminating Contagion: An Alternative Explanation of Contagious Currency Crises in emerging Markets », IMF Working Paper, *WP/00/14*.
- ALI, L. (2001), « La contagion des crises monétaires et financières : une approche en terme de rétroaction macroéconomique », 2^{ème} Journées Doctorales du GDR Economie et Finance Internationales, Paris, 18-19 septembre.
- ALLEGRET J.-P. (1997), « Economie monétaire internationale », *Edition HU économie*.
- ALLEGRET J.-P., SANDRETTO R. (2000), « La nouvelle architecture du système monétaire international. Revenir à l'esprit des lois de Bretton-Woods ». *L'actualité économique*, vol 76, n° 3, septembre.
- ALLEGRET J.-P. (2005), « Les régimes de change dans les marchés émergents. Quelles perspectives pour le XXI^e siècle », *Edition Vuibert*.
- ALLEN, F., GALE, D. (1998), « Financial contagion », Contagion of Financial crises website, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- ANDERSEN, T. M. (1998), « Shocks and the viability of fixed exchange rate commitment », *Open Economies Review*, vol. 9, p.139-156, avril.
- ARTURS, P. (1994), « Pourquoi y a-t-il des attaques spéculatives sur les monnaies fortes ? », *Revue d'Economie Politique*, vol.104, n° 5, sept-oct.
- 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.
- AYADI, M., BOUDHINA, R., KHALLOULI, W., SANDRETTO, R. (2006), « La contagion de la crise asiatique : dynamiques de court terme et de long terme », *Economie Internationale*, n° 105, 4^{ème} trimestre, p.113-135.

- AYADI, M., KHALLOULI, W., SANDRETTO, R. (2006), « Les déterminants des crises financières récentes des pays émergents », *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, vol. 82, n° 3, septembre.
- AZARIADIS, C. (1993), « Intertemporal Macroeconomics », *Edition Blackwell, Cambridge*.
- AZARIADIS, C., GUESNERIE, R. (1982), « Prophéties créatrices et persistance des théories », *Revue économique*, vol.105, septembre.
- BAIG, T., GOLDFAJN, I. (1998), « Financial market contagion in the Asian crisis IMF », IMF Working Paper, WP/98/155.
- BANQUE DES REGLEMENTS INTERNATIONAUX (1999), « 69^e Rapport annuel », Bâle, juin.
- BENSAÏD, B., JEANNE, O. (1997), « The instability of fixed exchange rate systems when raising the nominal interest rate is costly », *European Economic Review*, vol. 41, p.1461-1478.
- BENSAÏD, B., JEANNE, O. (2000), « Self-Fulfilling Currency Crises and Central Bank Interdependence », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 102, n° 4, p. 605-620.
- BERG A., PATILLO C. (2000), « The challenges of predicting economic crises », *Economic Issues*, vol. 22, septembre.
- BIKHCHANDANI, S., SHARMA, S. (2000), « Herd behavior in financial markets: A review », IMF Working Paper, WP/00/48.
- BILLIO, M., PELIZZON, L. (2003), « Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed? », *Journal of Economics and Business*, vol. 55, p. 405-426.
- BONFIGLIOLO, 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.
- BORDO M., EICHENGREEN B., KLINGEBIEL D. et MARTINEZ-PERIA M.S. (2001), « Is the crisis problem growing more severe? », *Economic Policy*, vol.16, n°32, avril, p.51-82.
- BORENSZTEIN, E.R., GELOS, R.G. (2000), « A panic-prone parck ? The behavior of emerging market mutual funds », *IMF Working Paper, WP/00/198*, décembre.
- BOTMAN D.P.J., JAGER H. (2002), « Coordination of speculation », *Journal of International Economics*, vol. 58, p. 159-175.
- BOUCHER, C. (2004), « Identification et comparaison des crises boursières », Dans le rapport du Conseil d'Analyse économique « Les crises financières » par Robert Boyer, Mario Dehove et Dominique Plihon, n° 50, *Edition La documentation française*. 412 pages.
- BOYER, B., DEHOVE, M., PLIHON, D. (2004), « Les crises financières », Rapport du Conseil d'Analyse économique, n° 50, *Edition La documentation française*. 412 pages
- BOYER, B., GIBSON, M., LORETAN, M. (1999), « Pitfalls in test for changes in correlations », *International Finance Discussion Paper*, n° 597.

- BRATSIOTIS, G.J., ROBINSON W. (2004), « Economic fundamentals and self-fulfilling crises: further evidence from Mexico », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, p. 595-613.
- BUBULA, A., ÖTKER-ROBE, I. (2003), « Are pegged and intermediate exchange rate regimes more crisis prone? », IMF Working Paper, WP/03/223, novembre.
- BUITER, W.A., CORSETTI, G.M., PESENTI P.A. (1996), « Financial markets and International monetary cooperation », *Edition Cambridge University Press*.
- BUSSIÈRE, M., MULDER, C. (1999), « External vulnerability in emerging market economies: How high liquidity can offset weak fundamentals and effects of contagion », IMF Working Paper, WP/99/88.
- CALVO, A.G. (1999), « Contagion in emerging markets: When Wall Street is a carrier », Contagion of Financial crises website, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- CALVO, A.G., MENDOZA, E.G. (1996), « Mexico's Balance-of-Payments Crisis : A chronicle of Death Foretold », *Journal of International Economics*, vol. 41, p. 235-264.
- CALVO, A.G., MENDOZA, E.G. (1999), « Rational contagion and the globalisation of securities markets », Duke Economics Working Paper 97-26.
- CALVO, S., REINHART, C. (1996), « Capital flows to emerging countries: Is there evidence of contagion effects? », dans Calvo G., Goldestein M. et Hochreiter E., *Edition Private capital flows to emerging markets*, Institute for International Economics.
- CAPORAL, G.M., CIPOLLINI, A., SPAGNOLO, N. (2005), « Testing for contagion: a conditional correlation analysis », *Journal of Empirical Finance*, vol.12, p.476-489.
- CARAMAZZA, F., LUCA, R., RANIL, S. (2000), « Trade and Financial contagion in currency crises », IMF Working Paper, WP/00/55.
- CARAMAZZA, F., LUCA, R., RANIL, S. (2004), « International contagion in currency crises », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, n°1, p. 51-70.
- CARLSSON, H., VAN DAMME, E. (1993), « Global games and Equilibrium selection », *Econometrica*, vol. 61, n° 5, p. 989-1018, septembre.
- CARTAPANIS, A. (1994), « Le rôle déstabilisant des mouvements de capitaux sur le marché des changes : une question de contexte », *Cahiers Economiques et Monétaires, Banque de France*, numéro 43.
- CARTAPANIS, A. (2004), « Le déclenchement des crises de change : qu'avons nous appris depuis dix ans ? », *Economie internationale*, n° 97, 1^{er} trimestre.
- CARTAPANIS, A. DROPSY, V., MAMETZ, S. (1998), « Crises de change et indicateurs de vulnérabilité », *Economie Internationale*, n° 76, 4^{ème} trimestre.
- CARTAPANIS, A. DROPSY, V., MAMETZ, S. (2002), « The Asian currency crises: vulnerability, contagion, or unsustainability », *Review of International Economics*, vol. 10, n° 1, p. 79-91.

- CECCHETTI, S.G., LAM, P., MARK, N.C. (1990), « Mean reversion in equilibrium asset prices », NBER Working Paper Series, 2762.
- CERRA, V., SAXENA, S.C. (2000), « Contagion, monsoons and domestic turmoil in Indonesia: A case study in the Asian currency crises », IMF Working Paper, WP/00/60.
- CERRA, V., SAXENA, S.C. (2002), « Contagion, Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia's Currency Crisis », *Review of International Economics*, vol. 10, n° 1, p. 36-4.
- CHANG, R., MAJNONI, G. (2002), « Financial crises: fundamentals, beliefs, and financial contagion », *European Economic Review*, vol. 46, p. 801-808.
- CHOUERI, N. (2002), « A model of contagious currency crises with application to Argentina », *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, n° 3, p. 435-457, juin.
- CLASSENS, S., FORBES, K. (2004), « International financial contagion: the theory, evidence and policy implications », Conference “the IMF’s role in emerging Market economies: reassessing the adequacy of its resources”, Amsterdam, novembre 18-19. <http://web.mit.edu/kjforbes/www/Shorter%20Articles/InternationalFinancialContagion-Theory&Evidence.pdf>.
- CLIMENT, F., MENEU, V. (2003), « Has 1997 Asian crisis increased information flows between international markets », *International Review of Economics and Finance*, vol.12, p.111-143.
- COLE, H., KEHOE, T. (1996), « A self-Fulfilling model of Mexico’s 1994-95 Debt crisis », *Journal of International Economics*, vol. 41, p.309-30.
- COLLINS, D., BIEKPE, N. (2003), « Contagion: a fear for African equity markets? », *Journal of Economics & Business*, vol. 55.
- CONNOLLY, B. (1986), « The speculative attack on the peso and the real Exchange Rate », *Journal of International Money and Finance*, vol. 5, p.117-130.
- CORNAND, C. (2004), « La coordination des acteurs lors d’une attaque speculative: l’apport des jeux globaux », *Revue d’Economie Politique*, vol. 114, n° 6.
- CORNAND, C. (2005), « La coordination des spéculateurs lors d’une crise de change : impacte de la structure d’information », Thèse de doctorat (NR) en sciences économiques, Université Lumière Lyon 2 France, Mars.
- CORSETTI, G., PESENTI, P., ROUBINI, N., TILLE, C. (1999), « Competitive devaluations: a welfare-based approach », NBER Working Paper Series, 6889.
- DASGUPTA, A. (2001), « Financial contagion through capital connections : A model of the origin and spread of bank panics », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- DEMPSTER, A.P., LAIRD, N.M., RUBIN, D.B. (1977), « Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 39, p.1–38.
- DIAMOND, D., DYBVIK, P. (1983), « Bank runs, deposit insurance, and liquidity », *Journal of Political Economy*, vol. 91, p. 401-419.

- DIELBOLD, F.X., LEE, J.H., WEINBACH, G.C. (1992), « Regime switching with time-varying transition probabilities », <http://www.ssc.upenn.edu/~fdiebold/paper69/pa.dlw.pdf>.
- DORNBUSCH, R., PARK, Y., CLAESSENS, S. (2000), « Contagion : understanding How it spreads », *The World Bank Research Observer*, Vol. 15, n° 2, août.
- DRAZEN, A. (1999), « Political Contagion in currency crises », NBER Working Papers Series 7211.
- DRAZEN, A., MASSON, P.R. (1994), « Credibility of policies versus credibility of policy-makers », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 3, p. 735-754.
- DUNGEY, M., ZHUMABEKOVA, D. (2001), «Testing for contagion using correlation: some words of caution », Pacific Basin Working Paper Series, n° PB01-09.
- EDISON, H.J., LUANGARAM, P., MILLER, M. (1998), « Asset bubbles, Domino effects and Lifeboats : Elements of the East Asian crisis », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- EDWARDS, S. (1998), « Capital Flows, real exchange rates, and capital controls: Some Latin American experiences », NBER, Working paper n° 6800.
- EICHENGREEN, B., ROSE, A., WYPLOSZ, C. (1995), « Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks », *Economic Policy*, vol. 21, p. 249-312.
- EICHENGREEN, B., ROSE, A., WYPLOSZ, C. (1996), « Contagious currency crises : First Tests », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98, n° 4, p. 463-484.
- ENGLE, C., HAMILTON, J (1990), « Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it ? », *American Economic Review*, vol. 80, n° 4, p. 689-713.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. (1987), « Co-integration and error correction representation, estimation and testing », *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.
- ESCRIBANO, A., PFANN, A.G. (1998), « Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration », *Economic Modelling*, vol. 15, p. 197-216.
- ESQUIVEL, G., LARRAIN, F. (1998), « Explaining currency crises », John F. Kennedy Faculty Research WP Series R98-07.
- FARRAR, D. E., GLAUBER, R. R. (1967), « Multicollinearity in regression analysis », *Review of Economics and Statistics*, vol. 49.
- 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*, vol. 57, p. 231-246.
- FILARDO, A.J. (1994), « Business cycle phases and their transitional dynamics », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, p. 299-308.
- FLOOD, R., GARBER, P. (1984), « Collapsing Exchange Rate-Regimes: Some linear examples », *Journal of International Economics*, vol. 17, p. 1-13.

- FLOOD, R., MARION, N. (1996), « Speculative attacks: Fundamentals and self-fulfilling prophecies », NBER Working Papers Series 5789.
- FLOOD, R., MARION, N. (1996), « Speculative Attacks: Fundamentals and self-fulfilling prophecies », NBER Working Paper n° 5789.
- FLOOD, R., MARION, N. (2000), « Self-fulfilling risk predictions: on application to speculative attacks », *Journal of International Economics*, vol. 50, n°1, février, p. 245-268.
- FONDS MONETAIRE INTERNATIONAL (1999), « Contagion internationale des crises financières », *Perspectives de l'économie mondiale*, mai.
- FORBES, K., RIGOBON, R. (2000), « Measuring contagion: Conceptual and Empirical Issues », Mit-Sloan school of management and NBER, September 10.
- 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*, vol. 57, n° 5, p. 2223-2261.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. (1996), « Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment », *Journal of International Economics*, vol. 41, p. 45-63.
- FRATZSCHER, M. (1999), « What causes currency crises: Sunspots, Contagion or Fundamentals ? », *EUI Working Paper ECO n°99/39*.
- GERLACH, S., SMETS, F. (1995), « Contagious Speculative Attacks », *European Journal of Political Economy*, vol. 11, p. 45-63.
- GLICK, R., ROSE, A. K. (1998), « Contagion and trade: Explaining the incidence and intensity of currency crises », <http://haas.berkeley.edu/~arose>.
- GLICK, R., ROSE, A. K. (1999), « Contagion and trade: Why are currency crises regional? », *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, p. 603-617.
- GOLDESTSTEIN, I., PAUZNER, A. (2004), « Contagion of self-fulfilling financial crises due to diversification of investment portfolios », *Journal of Economic Theory*, vol. 119, p.151-183.
- GOLDESTSTEIN, M. (1998), « The Asian financial crises: causes, cures and systemic implication », *Policy Analysis in International Economics*, Institute for International Economics, p.55.
- GOLDFAJN, I., VALDES, R. (1997), « Balance of Payment Crises and Capital Flows: Role of Liquidity », IMF Working Papers, WP/97/87.
- GRANGER, C.W.J., LEE, T.H. (1989), « Investigation of production, sales and non-symmetric error correction models », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, p. 145-159.
- GRAVELLE, T., KICHIAN, M., MORLEY, J. (2005), « Detecting shift contagion in currency and bond markets », *Journal of International Economics*, à paraître.
- GRAUWE, P.D. (1999), « La monnaie internationale : théorie et perspectives », Traduction de la deuxième édition anglaise par Marc Alexandre Sénégas, *Edition « De Boeck Université »*.

- GREEN, W.H. (2000), « *Econometric Analysis* », *Prentice Hall International Editions*, Fourth Edition.
- HAMILTON, J.D. (1988), « Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, p. 385-423.
- HAMILTON, J.D. (1989), « A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle », *Econometrica*, vol. 57, p. 357-384.
- HAMILTON, J.D. (1994), « *Time Series Analysis* », *Princeton University Press*, Princeton
- HAUSMAN, J. A. (1978), « Specification tests in econometrics », *Econometrica*, vol. 46, Novembre, p. 1251-1271.
- JEANNE, O. (1996), « Les modèles de crises de change : un essai de synthèse en relation avec la crise du franc de 1992-93 », *Economie et Prévision*, n° 123-124, 1996/2-3, p. 147-164.
- JEANNE, O. (1997), « Are currency crises self-fulfilling? A test », *Journal of International Economics*, vol. 43, p. 263 – 286.
- JEANNE, O. (2000), « Currency Crises : A Perspective on Recent Theoretical Developments », *Special Papers in International Economics*, n° 20, International Finance Section, Department of Economics Princeton University, Princeton, New Jersey, mars
- JEANNE, O. (2003), « Comprendre les crises financières internationale », *Revue d'économie financière*, n° 70, p. 23-31
- JEANNE, O., MASSON, P. (2000), « Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes », *Journal of International Economics* 50, pp. 327-350.
- KAMINSKY, G. L., LINZONDO, S., REINHART, C. M. (1998), « Leading indicators of currency crises », *IMF Staff Papers*, vol. 45, n° 1.
- KAMINSKY, G. L., REINHART, C. M. (1996), « The Twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems », *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers*, n° 544.
- KAMINSKY, G. L., REINHART, C. M. (2000), « On crises, contagion and confusion », *Journal of International Economics* », vol. 51, p. 145-168.
- KAMINSKY, G.L. (2003), « Varieties of currency crises », *NBER Working Paper Series*, n°10193, décembre.
- 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.
- KIND, M., WADHWANI, S. (1990), « Transmission of volatility between stock markets », *Review of Financial Studies*, vol. 3, n° 1, p. 5-33.
- KODRES, L., PRITSKER, M. (2001), « A rational expectations model of financial contagion », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.

- KRUGER, M., OSAKWE, P.N., PAGE, J. (1998), « Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis », *Bank of Canada*, Working Paper 98-10.
- KRUGMAN, P. R. (1979), « A model of Balance of Payments crises », *Journal of credit and Banking*, vol. 11, p. 311-325.
- KRUGMAN, P. R. (1996), « Are currency crises self-fulfilling », NBER Macroeconomics Annual, Cambridge: MIT Press, Mass., p. 345-378.
- KRUGMAN, P. R., OBSTFELD, M. (2003), « Economie Internationale », *Edition De Boeck*, octobre, 872 pages.
- KUMAR, S., PERSAUD, A. (2001), « Pure contagion and Investors' shifting risk appetite: Analytical issues and empirical evidence », IMF Working Paper, WP/01/134.
- 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*, vol. 54, p. 159-178.
- KYLE, A., XIONG, W. (2000), « Contagion as a wealth effect », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- LE PAGE, J.M. (2003), « Crises financières internationales & risque systémique », *Edition De Boeck Université*.
- LORETAN, M., ENGLISH, W.B. (2000), « Evaluating correlation breakdowns during periods of market volatility », *Bank for International Settlements*, Basel, Switzerland, p. 214-231.
- MACKINNON, J. (1991), « Critical Values for Cointegration Tests », dans Long-Run Economic Relationships, Engle R. & Granger C., *Edition Oxford University Press*.
- MARIAS, 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*, vol. 7, p. 251-282.
- MASSON P. R. (1998), « Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between multiple equilibria », IMF Working Paper, WP/98/142.
- MASSON P. R. (1999a), « Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria », *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, p. 587-602.
- MASSON P. R. (1999b), « Multiple Equilibria, contagion, and emerging market crises », *IMF Working Paper*, WP/99/164.
- McALEER, M., WEI NAM, J.C. (2005), « Testing for contagion in ASEAN exchange rates », *Mathematics and Computers in Simulation*, vol. 68, p. 519-527.
- MIYAKOSHI, T. (2000), « The causes of the Asian currency crisis: empirical observations », *Japan and the World Economy*, vol. 12, p. 243-253.

- MORRIS, S., SHIN, H. (1998), « Unique Equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks », *American Economic Review*, vol. 88, p. 587-597.
- MOSER, T. (2003), « What is international financial contagion? », *International Finance*, vol. 6, n°2, p. 157-178.
- OBSTFELD, M. (1986), « A self-Fulfilling Balance of payments crises », *American Economic Review*, vol. 76, p.72-81.
- OBSTFELD, M. (1994), « The logic of Currency crises », *Banque de France, Cahiers économiques et monétaires*, n°43.
- OBSTFELD, M. (1996), « Model of currency crises with self-fulfilling features », *European Economic Review* 40, pp. 1037-1047.
- OBSTFELD, M. (1997), « Destabilizing effects of exchange-rate escape clauses », *Journal of International Economics*, vol. 43, n° 1-2, p. 61-77.
- 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*, vol. 54, p. 461-472.
- OZKAN, G., SUTHERLAND, A. (1995), « Policy measures to avoid a currency crises », *Economic Journal*, vol. 105, mars, p. 510-519.
- 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*, vol. 15, p.199-224.
- PERICOLI, M., SBRACIA, M. (2001), « Aprimer of financial contagion », *Banca d'Italia, Temi di discussione* n° 407.
- PESENTI, P., TILLE, C. (2000), « The Economics of Currency Crises and Contagion: An Introduction », *FRBNY Economic Policy Review*, septembre.
- PRITSKER, M. (2000), « The channels for financial contagion », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- RATTI, R.A., SEO, J. (2003), « Multiple equilibria and currency crisis: evidence for Korea », *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, p. 681-696.
- RIGOBON, R. (2000), « A simple test for stability of linear models under heteroskedasticity, omitted variable, and endogenous variable problems », MIT Working Paper.
- RIGOBON, R. (2001), « Contagion: how to measure it », MIT Working Paper.
- RIGOBON, R. (2002), « Identification through Heteroskedasticity », Mit-Sloan school of management and NBER, June, 20.

- RIGOBON, R. (2003), « On the measurement of international propagation of shocks: is the transmission stable? », *Journal of International Economics*, vol. 61, p. 261-283.
- RONN, E., AKING, S., TOMPAIDIS, S. (1998), « The impact of large change in asset prices on intra-market correlations in the stock and bond markets », Working Paper, *University of Texas at Austin*.
- SACHS J. D., TORNELL A., VELASCO A. (1996), « Financial crises in emerging market: the lesson from 1995 », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 147-215.
- SANDER, H., KLEIMEIER, S. (2003), « Contagion and causality: an empirical investigation of four Asian episodes », *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol. 13, p.171-186.
- SANDRETTO, R. (2000), « Les risques de la libéralisation financière vue à travers le prisme des crises financières récentes des pays émergents », *Colloque International, GDR Economie et Finance Internationales, Ouverture Economique et Développement*, Tunis 23 – 24 juin.
- SCHINASI, G., SMITH, T. (1999), « Portfolio diversification, leverage, and financial contagion », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- SIAMWALLA, A. (1997), « Can a developing Democracy manage its Macroeconomy? The Case of Thailand », *mimeo*, October.
- SOLEDAD, M., PERIA, M. (2002), « A regime switching approach to the study of speculative attacks: A focus on EMS crises », *Empirical Economics*, vol. 27, n° 2, p. 299-334.
- STIGLITZ, E.J., (2002), « *La Grande Désillusion* », *Librairie Arthème Fayard*.
- SVENSSON, L. (1993), « Assessing target zone credibility: Mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979-92 », *European Economic Review*, vol. 37, p. 763-802.
- 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*.
- TORNELL, A. (1999), « Common Fundamental in the Tequila and Asian Crises », *NBER Working Paper Series 7139*.
- TRONZANO, M., PSARADAKIS, Z., SOLA, M. (2003), « Target zone credibility and economic fundamentals », *Economic Modelling*, vol. 20, p. 791-807.
- VALDES, R. (1997), « Emerging Market Contagion : Evidence and Theory », *Contagion of Financial crises website*, www1.worldbank.org/contagion/index.html.
- VAN NORDEN, S. (1996), « Regime switching as a test for exchange rate bubbles », *Journal of Applied Econometrics*, vol.11, p. 219-251.
- VAN RIJCKEGHEM, C., WEDER, B. (1999), « Sources of contagion: Finance or trade », *IMF Working Paper*, WP/99/146.
- VAN RIJCKEGHEM, C., WEDER, B. (2001), « Source of contagion: is it finance or trade », *Journal of International Economics*, vol. 54, p. 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*, vol. 22, p. 483-509.
- VAN ROYEN, H. S. (2002), « Financial contagion and international portfolio flows », *Financial Analysts Journal*, january/february, p. 35-49.
- VEBLEN T. (1904), *The theory of Business enterprise*. Charles Scribner's Sons, New York.
- WÄLTI, S. (2003), « Testing for contagion in international financial markets: which way to go? », HEI Working Paper 04/2003.
- WILLMAN, A. (1988), « The collapse of the fixed exchange rate regime with sticky wages and imperfect substitutability between domestic and foreign bonds », *European Economic Review*, vol. 32, p. 1817-38.
- WYPLOSZ, C. (1998), « Speculative controls and capital mobility », <http://www.wyplosz.eu/fichier/dub4.pdf>

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION GENERALE.....	7
CHAPITRE 1 : ATTAQUES SPECULATIVES ET CONTAGION.....	19
Introduction.....	19
1. La théorie des attaques spéculatives et modèle avec clause de sortie.....	20
1.1. Les modèles dits de « première génération ».....	20
1.1.1. Les hypothèses du modèle	20
1.1.2. Le modèle.....	21
1.1.3. La dynamique du modèle.....	22
1.2. Modèles dits de « deuxième génération ».....	26
1.2.1. Attaques spéculatives auto-réalisatrices et équilibres multiples.....	27
1.2.2. Le comportement de l'autorité monétaire dans le cas des modèles de deuxième génération : les modèles avec clause de sortie.....	30
1.2.3. Autres travaux avec clause de sortie : apports et limites	32
2. La Coordination des acteurs : Les mécanismes explicites de la coordination	35
2.1. Les travaux sur les modèles avec asymétrie d'information	36
2.2. Explication par la « bifurcation » dans les fondamentaux :	38
modèle de Jeanne (1997).....	38
2.2.1. Hypothèse et équations de bases du modèle de Jeanne (1997).....	39
2.2.2. Non linéarité et multiplicité des équilibres	41
2.2.3. Les conditions d'existence des équilibres multiples.....	42
2.2.4. Evaluation empirique des modèles de bifurcation	44
3. La contagion dans les modèles avec clause de sortie.....	46
3.1. Le modèle de Masson (1999a).....	48
3.1.1. Modèle avec clause de sortie pour une seule économie contaminée	48
3.1.2. La contagion dans le modèle de Masson	50
3.2. Explication du phénomène de la contagion	53
3.2.1. Les modèles « <i>wake-up-call</i> ».....	53
3.2.2. Mimétisme et asymétrie d'information.....	54
3.2.3. Risque, diversification et information incomplète.....	56
Conclusion du chapitre 1.....	60
Annexes au chapitre 1	62
CHAPITRE 2 : LES DETEMINANTS DES CRISES FINANCIERES RECENTES DES PAYS EMERGENTS	64
Introduction.....	64
1. La contagion fondamentale.....	66
1.1. Différents canaux de la contagion fondamentale.....	67
1.1.1. Chocs communs	68
1.1.2. Liens commerciaux et marché tiers	69
1.1.3. Liens financiers.....	70
1.2. Revue des principaux travaux empiriques	72
2. Modèle et résultats	80
2.1. Modèle	80

2.1.1. Variables explicatives des crises.....	82
2.1.2. Les données.....	84
2.2. Méthodes d'estimation et résultats.....	85
2.2.1. Test d'indépendance des variables explicatives.....	85
2.2.2. Méthode d'estimation.....	86
2.2.3. Résultats.....	87
2.2.4. La supériorité de l'explication par l'imbrication des fondamentaux et contagion fondamentale.....	89
2.2.5. Interprétations et politiques économiques.....	92
Conclusion du chapitre 2.....	94
Annexes au chapitre 2.....	96
CHAPITRE 3 : IDENTIFICATION DE LA CONTAGION: DYNAMIQUES DE COURT TERME ET DE LONG TERME.....	100
Introduction.....	100
1. Conceptions de la contagion.....	101
1.1 Synthèse des différentes conceptions empiriques utilisées.....	101
1.2. Apports de la définition empirique de Forbes et Rigobon.....	103
2. Approches Empiriques.....	105
2.1. Descriptif et critiques de l'approche en terme de corrélation conditionnelle.....	106
2.1.1. Approche en terme de corrélation.....	106
2.1.2. Extensions de l'approche en terme de corrélation.....	106
2.1.2.1. Le biais de l'hétéroscédasticité.....	107
2.1.2.2. Le biais de l'endogénéité et des variables omises.....	111
2.2. Le test DCC.....	113
2.2.1. Modélisation et restrictions.....	113
2.2.2. Formalisation du test DCC et estimateurs.....	116
2.2.2.1. Le cas bivarié.....	116
2.2.2.2. Le cas multivarié.....	119
2.3. Limites du test DCC.....	122
3. Nouvelle méthodologie.....	124
3.1. Co-intégration et ECM linéaire.....	125
3.2. Nouvelle approche de l'ECM non linéaire (asymétrique).....	126
4. Données et résultats.....	127
4.1. Résultats du Test DCC.....	128
4.1.1. Données et définitions des périodes de crises.....	128
4.1.2. Procédure du test DCC.....	130
4.1.3. Résultats.....	132
4.2. Analyse comparative entre les marchés boursiers et les marchés des dettes souveraines.....	135
4.2.1. Données utilisées et analyse descriptive des spreads.....	136
4.2.2. Résultats.....	137
4.3. Résultats de l'ECM non linéaire.....	138
4.3.1. Co-intégration et estimations des modèles d'interdépendance.....	139
4.3.2. Test de contagion : Test de non linéarité des ECM.....	142
4.3.3. Interprétations et préconisation de politiques économiques.....	144
Conclusion du chapitre 3.....	148
Annexes au chapitre 3.....	150

CHAPITRE 4 : LA CONTAGION A TRAVERS LE CHANGEMENT DES ANTICIPATIONS: APPLICATION DU MODELE A CHANGEMENT DE REGIME DE MARKOV.....	158
Introduction.....	158
1. Modèle avec clause de sortie sous une forme réduite.....	159
1.1. Hypothèses.....	159
1.2. Equilibres basés sur les fondamentaux.....	162
1.3. Equilibres de « Tache solaire ».....	163
1.4. Conditions d'existence de l'équilibre Tache solaire.....	165
2. Modèles d'équilibres multiples et MSR.....	168
2.1. Revue de la littérature : application du MSR dans la question des crises financières.....	168
2.2. Méthodologie d'une validation empirique d'un modèle structurel.....	172
3. Modèle, probabilités de transition et méthode d'estimation.....	174
3.1. Modèle et probabilités de transitions fixes (PTF).....	174
3.2. La fonction de vraisemblance.....	176
3.3. Probabilité de transition variable (PTV) et fonction de vraisemblance.....	178
3.4. Maximum de vraisemblance et algorithme EM.....	181
4. Estimations et résultats : cas de la crise de change coréenne.....	182
4.1. Variables, spécification et méthodologie.....	183
4.1.1. Variable dépendante.....	183
4.1.2. Variables explicatives : les fondamentaux.....	184
4.1.3. Indicateur de crise (IND) utilisé dans les PTV.....	185
4.1.4. Spécification et méthodologie.....	186
4.1.4.1. Spécification de base.....	186
4.1.4.2. Spécification avec changement de régime et PTF.....	186
4.1.4.3. Spécification avec changement de régime et PTV.....	187
4.1.4.4. Test LR.....	187
4.2. Résultats.....	188
4.2.1. Evidence de multiplicité des équilibres.....	189
4.2.2. Identification de la contagion.....	191
Conclusion du chapitre 4.....	193
Annexes au chapitre 4	195
CONCLUSION GENERALE.....	198
1) Les leçons théoriques.....	198
2) Les leçons empiriques.....	199
3) Les prolongements possibles de notre recherche.....	203
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	204
TABLE DES MATIERES	215