



HAL
open science

La contagion liée au changement des anticipations : évidence de la crise coréenne

Mohamed Ayadi, Wajih Khallouli, René Sandretto

► **To cite this version:**

Mohamed Ayadi, Wajih Khallouli, René Sandretto. La contagion liée au changement des anticipations :
évidence de la crise coréenne. 2008. halshs-00303689

HAL Id: halshs-00303689

<https://shs.hal.science/halshs-00303689>

Submitted on 22 Jul 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Centre National
de la Recherche
Scientifique

GATE
Groupe d'Analyse et de Théorie
Économique
UMR 5824 du CNRS



DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 08-16

La contagion liée au changement des anticipations :
évidence de la crise coréenne

Wajih Khallouli, René Sandretto, Mohamed Ayadi

Juin 2008

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

La contagion liée au changement des anticipations : évidence de la crise coréenne*

Wajih KHALLOULI*
René SANDRETTO
Mohamed AYADI

Résumé :

L'objet de cet article, appliqué au cas de la crise de change coréenne de 1997-1998, est d'identifier la contagion à travers une étude empirique de la dynamique des anticipations des investisseurs qui s'affranchisse de la pseudo explication cache misère par une variable « tache solaire ». A cet effet, nous développons un modèle avec changement de régime de Markov dans la lignée des travaux de Jeanne et Masson (2000), mais dans lequel nous endogénéisons les probabilités de transition entre les états de l'économie de manière à pouvoir à la fois identifier et expliquer un effet de contagion. L'un des principaux apports de notre modélisation est qu'elle montre dans le cas coréen, une imbrication du rôle des fondamentaux du pays et d'une contagion issue d'une rupture auto-réalisatrice dans les « croyances du marché », elle-même liée à la crise en Thaïlande et en Indonésie.

Classification JEL : C22 ; F31 ; F41

Mots Clefs : crise asiatique, crise de change coréenne, contagion, équilibres multiples, anticipations, spéculation auto-réalisatrices, modèles à chaîne de Markov.

Abstract:

The object of this article, applied to the case of Korean currency crisis of 1997-1998, is to identify the contagion through an empirical study of the investor anticipations dynamics which is freed from the pseudo explanation hiding place misery by 'sunspot'. To this end, we develop a Markov-switching model in line with Jeanne and Masson (2000), but in which we use endogenous probabilities of transition between the states from the economy so as to be able at the same time to identify and explain an effect of contagion. One of the principal contributions of our modelling is that it shows in the Korean case, an overlap of the role of country fundamentals and a self-fulfilling contagion resulting from a rupture in the "beliefs of the market", it self related to the crisis in Thailand and Indonesia.

JEL Classification : C22 ; F31 ; F41

Key words: East Asia crisis; Korean currency crisis; Contagion; Multiple equilibria; Anticipations; Self-fulfilling speculation, Markov-switching models.

* Nous remercions André Cartapanis pour ses remarques et suggestions sur une version précédente de ce texte. Bien entendu, les auteurs sont seuls responsables des éventuelles insuffisances de cet article.

* Correspondance : Wajih Khallouli – 4 rue Abou Zakaria El Hafsi Montfleury, Tunis 1089, Tunisie –

Tel. (216) 23 51 06 10 – Fax. (216) 71 33 35 18 – Wajih.khallouli@gmail.com

1. Introduction

La crise du sud-est asiatique et notamment l'effondrement du won coréen ont revitalisé le débat sur les déterminants des crises de change. En effet, la crise coréenne semble différer de celles qui l'ont précédée en ce que les spéculations des investisseurs internationaux sont expliquées non seulement par une prophétie auto-réalisatrice mais aussi par l'effet sous-jacent des fondamentaux bien que ce pays ait souvent été considéré comme le prototype de pays émergent à forte croissance et stabilité macroéconomique. Les développements théoriques récents notamment les modèles avec clause de sortie, ont donné à cette intuition une certaine consistance. En effet, Jeanne (1997) a donné une forme théorique accomplie de cette thèse. Il a montré qu'une attaque spéculative peut intervenir au sein d'une zone intermédiaire critique des fondamentaux caractérisée par des équilibres multiples. Cette attaque est qualifiée d'auto-réalisatrice dans la mesure où elle résulte non pas d'une modification des fondamentaux, mais d'un changement de comportement des opérateurs. En effet, Ratti et Seo (2003)¹ fournissent 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.

Malgré les progrès accomplis dans ce domaine par les estimations des modèles avec clause de sortie, 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 coordination² des anticipations des investisseurs vers le mauvais équilibre de crise. 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

¹ Dans la littérature des crises de change, les travaux empiriques qui s'intéressent aux modèles avec clause de sortie, ne sont pas nombreux. Cela est dû à la difficulté de l'estimation de ces modèles structurels non linéaires avec équilibres multiples. Outre Ratti et Seo (2003), nous citons les seuls travaux de Jeanne (1997) et qui estime et Bratsiotis et Robinson (2004) qui estiment des modèles avec clause de sortie pour respectivement la crise française et la crise mexicaine.

² Nous utilisons dans ce contexte le terme « coordination » afin de désigner seulement un phénomène de polarisation des croyances du marché vers un seul équilibre.

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 théoriquement 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 ; 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. L'objectif de ce papier est alors d'estimer un modèle non linéaire avec équilibres multiples qui vérifie la complémentarité entre la contagion et la dégradation des fondamentaux dans le changement des anticipations du marché des changes coréen.

Ce papier propose ainsi une méthodologie empirique permettant de rendre compte 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. 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). Plusieurs raisons expliquent ce choix. En premier lieu, les modèles avec clause de sortie permettent de modéliser les croyances des investisseurs au sein d'une situation d'équilibres multiples. En second lieu, grâce à ce type de modèle, il est possible d'intégrer les logiques « fondamentalistes » et autoréalisatrices et montrer leur imbrication dans la polarisation des anticipations vers l'équilibre de crise, alors que les explications traditionnelles considèrent ces logiques comme deux types d'explications possibles, mais alternatives des crises financières. Enfin, nous choisissons le modèle de Jeanne et Masson (2000), parce qu'il offre l'avantage d'être estimable empiriquement sous la forme de 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 un effet de contagion.

Nous estimons notre modèle dans le cas de la crise de change coréenne. Afin d'étendre les résultats de Ratti et Seo (2003) sur la crise qu'a connu ce pays en 1997, nous utilisons pour les fondamentaux, une variable de la fragilité du système bancaire mesurée par les crédits domestiques au secteur privé en pourcentage du PIB.

Afin d'étudier empiriquement les déterminants de la dynamique des croyances des investisseurs, nous présentons, dans la seconde section de cet article, un modèle avec clause de sortie sous une forme réduite en nous inspirant du modèle de Jeanne et Masson (2000_[0]). 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 également dans cette 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, Alvarez-Plata et Schrooten, 2006), 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 de régression 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. En plus les probabilités fixes de transition entre les différents régimes, nous utilisons aussi dans nos estimations, des probabilités variables de transition fonction d'une variable explicite de manière à pouvoir à la fois identifier et expliquer un effet de contagion. Enfin, dans cette troisième section, nous synthétisons les résultats de nos estimations dans le cas de la crise de change coréenne.

Nos résultats permettent d'identifier empiriquement le caractère auto-réalisateur de la crise de change coréenne. Ils permettent plus précisément d'identifier un processus de contagion de la Thaïlande et de l'Indonésie vers la Corée. Nos résultats montrent en effet que cette contagion a résulté du fait que les attaques spéculatives contre les monnaies thaïlandaise et indonésienne ont induit un changement dans les croyances des investisseurs les conduisant alors à anticiper la dévaluation du won coréen.

2. Le modèle

Le modèle que nous présentons dans cet article est similaire dans sa forme réduite à celui de Jeanne et Masson (2000). Le modèle représente la décision des autorités monétaires de maintenir ou non le régime de change fixe. L'attitude du gouvernement est alors stochastique. En effet, 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. Le modèle étudie l'imbrication entre les fondamentaux et les spéculations auto-réalisatrices dans la crise de change coréenne. Donc, le bénéfice net du maintien 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 mène les autorités monétaires à augmenter le taux d'intérêt, ce qui

fait que le maintien du taux de change devient plus coûteux en raison de différents mécanismes induits par cette hausse du taux d'intérêt : freinage de l'activité économique, fragilisation du système bancaire, augmentation de la dette publique³. Nous supposons alors que la fonction du bénéfice net (B_t) coréenne dépend positivement de la robustesse du système bancaire et du déficit du compte courant⁴. Cependant, cette fonction dépend négativement de la probabilité de dévaluation à la date $(t+1)$ évaluée par le secteur privé à la date (t) , π_t . Plus formellement, le bénéfice net du maintien à la période (t) peut être écrit sous la forme réduite suivante :

$$B(\phi_t, \pi_t) \quad (1)$$

où ϕ_t est une variable qui reflète les fondamentaux économiques exogènes comme la faiblesse bancaire et le déficit du compte courant 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 économiques⁵. Nous supposons que cette variable est stochastique. Les mouvements des fondamentaux sont alors représentés par un processus Markovien dont la fonction de distribution cumulative relative à une transition est représentée comme suit :

$$F(\phi, \phi') = \Pr ob(\phi_{t+1} < \phi' / \phi_t = \phi) \quad (2)$$

Nous supposons également dans le même sens, que les fondamentaux ne sont pas négativement autocorrélés. En d'autres termes, une augmentation de la valeur des fondamentaux engendre un changement dans la même direction de la fonction de distribution cumulative de la période suivante.

Par ailleurs, nous supposons que la probabilité de dévaluation est une variable endogène dans notre modèle. En effet, chaque spéculateur atomistique, supposé être rationnel⁶, estime la probabilité de dévaluation comme la probabilité d'avoir un bénéfice net du maintien qui sera négatif dans la période suivante. La probabilité de dévaluation est alors estimée à la date t comme suit :

³ Krugman (1996) présente un modèle dans lequel les anticipations de dévaluation font baisser la production par le biais d'une augmentation ex ante du taux d'intérêt.

⁴ Le déficit du compte courant a été intégré par Ratti et Seo (2003) dans la fonction de perte coréenne dans un essai de modélisation de la crise de 1997. Nous discutons avec plus de détail le choix de ces fondamentaux pour le cas de la crise coréenne.

⁵ Nous suivons Jeanne et Masson (2000) en supposant 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 ($\forall \pi$, il $\exists \phi$ tel que $B(\phi, \pi) = 0$).

⁶ Nous supposons à l'instar de Jeanne et Masson (2000) que les spéculateurs ont une connaissance commune du même ensemble d'information. En effet, cette hypothèse assure la multiplicité des équilibres.

$$\pi_t = \text{prob}(B_{t+1}(\phi_{t+1}, \pi_{t+1}) < 0 / \phi_t) \quad (3)$$

Cette équation (3) montre le caractère *forward-looking* de la vision des spéculateurs (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 des spéculateurs concernant les fondamentaux futurs ϕ_{t+1} ⁷, 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.

L'équation (3) 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 quelle évolution des fondamentaux ϕ .

2.1. Equilibres multiples basés sur les fondamentaux

Supposons dans un premier cas que 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 par ailleurs 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} :

$$\pi_t = \text{prob}(\phi_{t+1} < \phi^{*e} / \phi_t) = F(\phi_t, \phi^{*e}) \quad (4)$$

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 :

$$B(\phi, F(\phi, \phi^{*e})) \quad (5)$$

⁷ Ces croyances sont évaluées conditionnellement au niveau actuel des fondamentaux.

Ce niveau ϕ^* 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 ϕ^* par $H(\phi^{*e})$ ⁸. 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 : $\phi^* = H(\phi^*)$. 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 $H(\cdot)$ 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 simulation⁹ la possibilité de trois niveaux du seuil critique calculé par l'autorité monétaire tel que $\phi_I^* < \phi_{II}^* < \phi_{III}^*$ ¹⁰. 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 à mettre à jour son seuil ϕ^* en l'ajustant vers le haut. Il peut donc exister une pluralité d'équilibres basés sur les fondamentaux, avec des règles différentes du gouvernement et des niveaux différents des anticipations de dévaluation, engendrant des sauts de l'économie entre différents régimes avec l'évolution des anticipations du secteur privé. Cependant, 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 polarise les anticipations du secteur privé sur un régime ou un autre.

⁸ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une présentation des arguments concernant l'existence de cette fonction.

⁹ Ils utilisent une fonction de bénéfice $B(\phi, \pi) = 1 + 0,3\phi - 2\pi$ avec une ϕ est identiquement, indépendamment et normalement distribué.

¹⁰ Les solutions peuvent même être plus que trois.

2.2. Equilibres multiples de tache solaire

Supposons que l'économie peut prendre n régime S_t (S_1, S_2, \dots, S_n). Comme dans Jeanne (1997) et Jeanne et Masson (2000), nous supposons que la transition entre ces régimes suit un processus Markovien indépendamment des fondamentaux, caractérisé par une matrice de transition $\Theta = [\theta(i, j)]_{1 \leq i, j \leq n}$. Chaque régime est caractérisé par un niveau critique de fondamentaux spécifique ϕ_s^* . Alors, si à l'instant t , le régime est 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).

Dans l'équilibre tache solaire, la probabilité de dévaluation dépend ainsi conjointement du régime de l'économie 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 :

$$\pi_t = \sum_{s=1}^n \theta(s_t, s) F(\phi_t, \phi_s^*) \quad (6)$$

Dès lors, la fonction du bénéfice du gouvernement dans le régime actuel, dépend 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 $B(\phi, \sum_{s'=1}^n \theta(s, s') F(\phi, \phi_{s'}^*))$. Notons enfin que l'autorité monétaire doit choisir un niveau unique ϕ_s^* , noté par $H_s(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*)$ relativement à l'existence de n régimes, pour lequel ce bénéfice net soit égal à zéro. Ce niveau satisfait l'équation du point fixe de l'autorité $\phi^* = H(\phi^*)$ tel que :

$$\forall s = 1, \dots, n, \quad \phi_s^* = H(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*) \quad (7)$$

L'équilibre tache solaire est ainsi caractérisé par le vecteur $(\phi_1^*, \dots, \phi_n^*)$ ¹¹ qui vérifie les n contraintes représentées par l'équation (7). D'après Jeanne et Masson (2000), cet équilibre existe si et seulement si, il y a une multiplicité d'équilibres basés sur les fondamentaux. Alors,

¹¹ 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 et nous disposons seulement d'un seul seuil.

si cette condition est satisfaite, il est possible de construire un équilibre tache solaire avec n'importe quel nombre de régime n^{12} . En fait, ce 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 existants¹³. Toutefois, cette propriété n'a pas été vérifiée 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 ($B(\phi, \pi_{t-1})$), dépend des anticipations de dévaluation calculées à la période précédente ($t-1$), ce qui fait que l'équation (3) 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.

Cependant, Jeanne et Masson (2000) montrent que 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 certain intervalle¹⁴. Par ailleurs, l'équilibre tache solaire ne peut pas être réalisé pour trois cas : (i) les fondamentaux sont toujours décroissants tel que $\text{Pr ob}_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = 1$; (ii) les fondamentaux sont toujours croissants tel que $\text{Pr ob}_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = 0$; (iii) les fondamentaux suivent une marche aléatoire tel que $\text{Pr ob}_t[\phi_{t+1} < \phi_t] = \frac{1}{2}$ ¹⁵. En effet, les résultats de Krugman (1996) montrent bien 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

¹² Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une discussion de la preuve de ces conditions à travers un exemple numérique.

¹³ Jeanne et Masson (2000) montrent qu'un régime peut être construit comme une combinaison convexe de deux régimes déjà existants.

¹⁴ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une discussion formelle et plus détaillée de cette condition.

¹⁵ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour les démonstrations détaillées de ces trois cas.

suite au mouvement des fondamentaux, la date effective de la dévaluation sera alors déterminée par un processus d'induction à rebours (*backward induction*).

2.3. Méthodologie d'estimation du modèle par un modèle avec changement de régime de Markov '*Markov-switching regimes models*' (MSR)

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)¹⁶. Pour ce faire, les auteurs se sont basés sur le modèle avec changement de régime de Markov développé dans les travaux de Hamilton¹⁷. 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. Cependant, nous nous inspirons de la méthodologie de Jeanne et Masson (2000) afin d'estimer notre modèle (équation 6). En effet, 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.

Considérons l'équilibre tache solaire, discuté ci-dessus, 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 :

$$\phi_t = \alpha' x_t + \eta_t \quad (8)$$

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. Dans le cas de notre modèle, ces fondamentaux sont la fragilité du système bancaire et le déficit du compte courant.

η est un terme stochastique identiquement et indépendamment distribué qui reflète d'autres déterminants du comportement de l'autorité.

¹⁶ Ces auteurs étudient la dynamique des taux de change flottant en utilisant le modèle MSR.

¹⁷ 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).

Afin de linéariser notre 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 6) est linéarisée comme suit :

$$\pi_t = \gamma_{s_t} + \beta' x_t + v_t, \quad s_t = 1, \dots, n \quad (9)$$

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 telle¹⁸ :

$$\begin{aligned} \gamma_s &= F(\bar{\phi}, \bar{\phi}^*) + F_2(\bar{\phi}, \bar{\phi}^*) \sum_{s'=1}^n \theta(s, s') \delta\phi_{s'}^* - F_1(\bar{\phi}, \bar{\phi}^*) \bar{\phi} \\ \beta &= F_1(\bar{\phi}, \bar{\phi}^*) \alpha \\ \text{et } v_t &= F_1(\bar{\phi}, \bar{\phi}^*) \eta_t \end{aligned}$$

L'équation (9) 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 solaire¹⁹. Dans le cas

¹⁸ Cf. Jeanne et Masson (2000) pour une démonstration complète.

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 MSR avec plusieurs régimes.

3. Estimation du modèle : cas de la crise de change coréenne

Dans cette section, nous estimons notre modèle avec la procédure de Jeanne et Masson (2000) présentée ci-dessus, afin de tester l'existence des spéculations auto-réalisatrices dans la réalisation de la crise de change coréenne. Cependant, contrairement à Jeanne et Masson (2000), nous testons aussi la complémentarité entre la contagion et la dégradation des fondamentaux. 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 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 provoque le saut d'un équilibre à un autre. Pour ce faire, nous estimons l'équation (9) avec deux régimes. Nous utilisons des données mensuelles de février 1993 jusqu'au décembre 1998. 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 Svensson (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

¹⁹ 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.

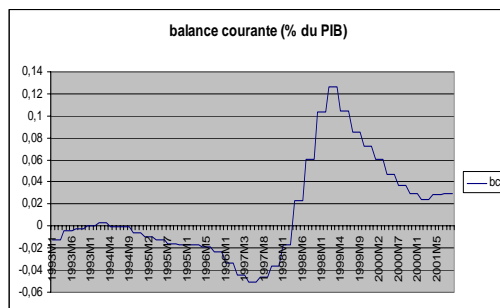
méthode de Svensen (1993) parce qu'ils estiment que cela donne les mêmes résultats au niveau économétrique. D'après ces auteurs, l'ajustement n'est nécessaire que dans le cas d'une estimation d'un modèle structurel avec plusieurs régimes comme celui de Jeanne (1997). En effet, durant la période de hausse 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 du février 1993 à décembre 1998.

3.1. Fondamentaux macroéconomiques

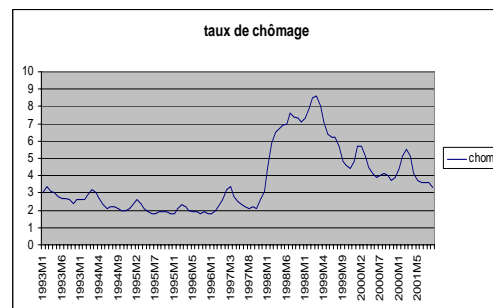
Comme le montre notre modèle théorique, la probabilité de dévaluation est liée à la crédibilité de l'autorité monétaire pour le maintien du taux de change. En effet, l'anticipation d'une dévaluation par le secteur privé ne croit pas arbitrairement mais en fonction de la dynamique sous-jacente de certains fondamentaux indiquant que l'autorité monétaire va dévaluer sa monnaie. Dès lors, à l'instar des travaux antérieurs, le choix des fondamentaux du modèle avec clause de sortie dépend des objectifs macroéconomiques de l'autorité monétaire. Plusieurs travaux utilisent par exemple le niveau de production, le taux d'inflation (Ozkan et Sutherland, 1995). Jeanne (1997) et Jeanne et Masson (2000) utilisent, quant à eux, pour la crise du système monétaire européen, le taux de chômage, le compte courant et le taux de change effectif réel comme des variables fondamentales qui influencent la tentation du gouvernement de sortir du régime de change. Bratsiotis et Robinson (2004) examinent les faits stylisés de la crise mexicaine et concluent que la variable dettes publiques est une variable fondamentale qui agit significativement dans la probabilité de dévaluation. Cependant, le choix de ce type de fondamentaux pour la crise coréenne, s'avère plus difficile à cause de la stabilité économique qu'a connue ce pays avant la crise. En effet, en 1995 et 1996, la Corée avait une inflation moins de 5 %, une croissance robuste et une balance fiscale positive (Ratti et Seo, 2003). Ces auteurs utilisent donc la variable déficit du compte courant bien qu'ils notent que l'effet de cette variable fondamentale a joué seulement durant la période avant la crise. Le graphique (1) montre que le déficit de la balance du compte courant

en Corée suit une dynamique de croissance jusqu'à seulement le mois d'avril 1997. En effet, cette augmentation du déficit du compte courant est fortement associée à l'appréciation du taux de change coréen. Par ailleurs, depuis avril 1997, le gouvernement a poursuivi une politique active destinée à favoriser les exportations. De ce fait, le déficit du compte courant a été graduellement réduit avant novembre 1997. Ratti et Seo (2003) utilisent également le taux de chômage. Toutefois, comme le montre le graphique (2), nous ne relevons pas une augmentation dans ce taux de chômage qui peut influencer la probabilité de dévaluation durant la période avant le déclenchement de la crise. En effet, l'effondrement du chômage en Corée est une conséquence de la crise et notamment la conséquence d'un arrêt brusque dans les importations. Une autre limite majeure du travail de Ratti et Seo (2003) est l'absence des variables financières dans le choix des fondamentaux dans le cas de la crise coréenne qui semble différer de celles qui l'ont précédée 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). Cette fragilité bancaire des pays émergents a pu, éventuellement, augmenter le degré d'aversion pour le risque des investisseurs internationaux. Elle a pu aussi, plus vraisemblablement, conduire à une perception différente ou une réévaluation par ces investisseurs des risques encourus. En effet, Il existe un quasi-consensus parmi les experts pour admettre qu'il s'agit là d'un facteur déterminant de la crise coréenne.

Graphique (1) : déficit du compte courant (% du PIB)



Graphique (2) : Taux de chômage

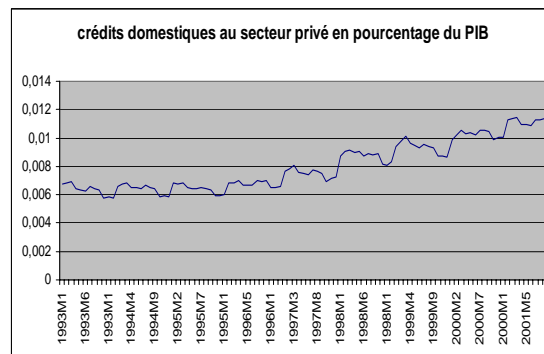


Nous suivons Ratti et Seo (2003) et avons considéré dans notre modèle le déficit du compte courant en pourcentage du PIB (*cc*). Toutefois, nous remplaçons le taux de chômage par le ratio crédits intérieurs au secteur privé sur PIB (*cred*)²⁰ qui permet de saisir la faiblesse du système bancaire coréen. En fait, le graphique (3) montre que l'évolution de cette variable

²⁰ Les statistiques des variables du modèle sont extraites de Abiad (2003). Les auteurs remercient Abiad Abdul pour la base de données qui nous a fournies.

admet une tendance croissante depuis le début des années 90. Nous pensons que cette dégradation constante de l'état du système bancaire durant la période de stabilité n'a pas un effet direct sur le déclenchement de la crise, mais elle a joué un rôle important dans les anticipations d'une dévaluation par le marché. Dès lors, une faiblesse du système bancaire et une détérioration du compte courant signifient une dégradation des fondamentaux économiques. L'effet de cette dégradation est indirect sur la variable endogène de notre modèle à savoir le différentiel de taux d'intérêt. Nous supposons que cet effet indirect n'est que l'effet de la bifurcation des fondamentaux. Celui-ci peut expliquer le changement dans les croyances des spéculateurs sur le marché des changes l'origine du saut entre les équilibres. Ainsi, les coefficients des variables crédits domestiques et le déficit du compte courant sont *a priori* de signes positif et négatif respectivement. Comme Jeanne et Masson (2000), une variable tendance (t) est aussi utilisée comme variable explicative dans notre modèle MSR (équation 9). Elle permet de saisir l'évolution temporelle de la réputation de l'autorité monétaire dans le maintien du taux de change fixe.

Graphique (3) : crédits domestiques au secteur privé (% du PIB)



3.2. Spécification économétrique

En utilisant l'équation 9, la spécification de notre modèle devient :

$$\pi_t = \gamma_{s_t} + \beta_1 cred + \beta_2 cc + \beta_3 t + v_t \quad (10)$$

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 . Ce terme d'erreur est indépendant du processus $\{s_t\}$. Nous supposons également que les coefficients des variables explicatives β_1, β_2 et β_3 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 (PTF). Nous rappelons en effet que la transition entre les régimes est provoquée par une tache solaire non identifiée, qui coordonne les anticipations des spéculateurs.

Afin d'étendre le travail de Jeanne et Masson (2000) et être en mesure de saisir un effet de contagion, nous tentons de voir si la probabilité de dévaluation anticipée par les spéculateurs sur le marché des changes coréen, peut être expliquée par les mouvements de l'indice de pressions spéculatives IND^{21} de la Thaïlande et de l'Indonésie sources possible de contagion. Dès lors, nous estimons la même spécification ci-dessus mais en utilisant des probabilités de transition variables (PTV). En fonction de l'évolution de l'indice de pressions spéculatives (IND) thaïlandais et indonésien, varie également la probabilité de changement des anticipations portant sur le marché coréen. 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 :

$$P'_{00} = \Pr(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) = \frac{\exp(q_0 + q_1 IND_{j,t-1} + q_2 IND_{k,t-1})}{1 + \exp(q_0 + q_1 IND_{j,t-1} + q_2 IND_{k,t-1})}$$

$$P'_{11} = \Pr(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(p_0 + p_1 IND_{j,t-1} + p_2 IND_{k,t-1})}{1 + \exp(p_0 + p_1 IND_{j,t-1} + p_2 IND_{k,t-1})}$$

où $IND_{j,t-1}$ et $IND_{k,t-1}$ sont les indices de pressions spéculatives retardés²² en Thaïlande et en Indonésie respectivement. Ces expressions montrent que 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, 1994 ; Filardo, 1994). Puisque $\frac{dP'_{11}}{dIND_{t-1}}$ admet le même signe que le paramètre p_i associé à la variable IND_{t-1} , avoir $p_i > 0$ (respectivement $p_i < 0$) implique qu'une augmentation de IND_{t-1} augmente (respectivement baisse) la probabilité de rester dans l'état 1. De la même manière, $q_i > 0$ (respectivement $q_i < 0$) implique qu'une augmentation de IND_{t-1} augmente (respectivement baisse) également la probabilité de rester dans l'état 0 (Tronzano et alii, 2003).

²¹ 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).

²² D'après Tronzano et alii (2003), un problème d'endogénéité sur IND engendre un biais dans les estimations. Donc, nous utilisons les retards afin de nous assurer de l'exogénéité parfaite.

A l’instar de Hamilton (1994) et Filardo (1994), nous estimons nos spécifications par la méthode du maximum de vraisemblance qui consiste à trouver le vecteur $\hat{\theta}$ estimateur du vecteur des paramètres θ , qui maximise la vraisemblance de l’échantillon utilisé à savoir :

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(\pi_t; \theta)^{23}$$

Pour ce faire, nous utilisons l’algorithme Espérance-Maximisation « EM » (*Expectation - Maximisation algorithm*)²⁴. Nous sommes ensuite en mesure de calculer la probabilité de chaque régime conditionnellement à l’observation π_t de la date t à savoir $\Pr(s_t = j / \pi_t; \theta)$.

Par ailleurs, pour comparer différentes 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_c et l_{nc} 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 correspond au nombre de restrictions.

3.3. Test de multiplicité des équilibres dans la crise de change coréenne

Nous commençons notre étude empirique en estimant l’équation (10) sans équilibres multiples. Le modèle est basé uniquement sur les fondamentaux (*the purely fundamentals-based model*), selon l’expression de Jeanne et Masson (2000)). Le terme γ de l’équation (10) 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). Les résultats de l’estimation sont représentés dans la première colonne du tableau 1. 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 ait le signe attendu (positif).

²³ Si nous imposons la restriction suivante : $p_1 = p_2 = q_1 = q_2 = 0$, les probabilités de transition deviennent fixes.

²⁴ 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. Cf. Dielbold et alii (1994) pour plus de description de l’algorithme EM.

Tableau 1 : Résultats des estimations des trois spécifications

Paramètres	MCO	PTF	PTV
β_1	29.767(4.743)	6.837(1.195)	9.894(2.008)
β_2	-41.625(-3.746)	-0.921(-8.327)	-0.468(-6.24)
β_3	-0.093(-3.451)	0.044(1.571)	0.049(2.041)
γ_0	-9.792 (-2.616)	-2.382(-0.795)	-3.567(-1.315)
γ_1		8.486(2.478)	1.968(0.667)
σ^2	8.238	4.435	3.736
q ₁			-0.399(-0.518)
q ₂			-1.429(-1.9)
p ₁			-0.316(0.887)
p ₂			0.298(0.623)
P ₀₀		0.959	
P ₁₁		0.98	
P ₁₀		0.02	
P ₀₁		0.041	
Log (L)	-173.55	-161.973	-154.96
LR		23.226	14.026

* Les chiffres entre parenthèses sont des t de Student.

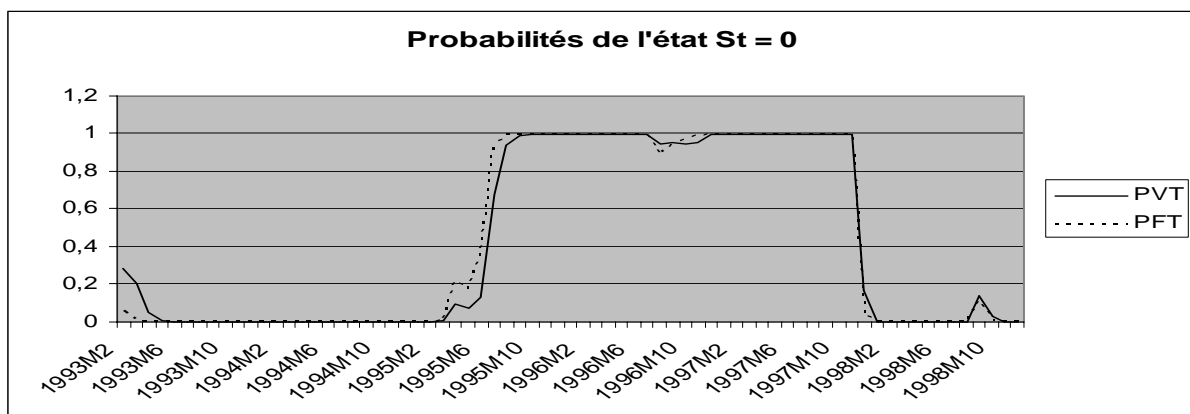
Les deuxième et troisième colonnes du tableau (1) donnent les résultats des estimations de l'équation (10) avec des probabilités de transition fixes et variables respectivement. Pour aboutir à des estimateurs qui maximisent la fonction de vraisemblance, nous avons programmé l'algorithme EM sous GAUSS 7.0. Nous avons utilisé alors la librairie OPTIMUM afin d'avoir les estimations finales.

Les résultats des estimations de la deuxième spécification (colonne 2) 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 4.435 dans la deuxième spécification après avoir été égale à 8.238 dans le modèle linéaire), le logarithme de vraisemblance est plus élevé dans la deuxième spécification (-161.973) que dans le modèle linéaire (-173.55) et les valeurs de la constante entre les deux états sont substantiellement différents ($\gamma_0 = -2.382$ et $\gamma_1 = 8.486$).

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 23.226. 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. 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 en 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.

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 ($P_{01}=0.041$). La probabilité de transition d'un état de crise vers un état de stabilité est également faible ($P_{10} = 0.02$). Ces faibles probabilités vérifient une relative stabilité des 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. Ceci est montré dans le graphique (4) ci-dessus dont la courbe en pointillés retrace l'évolution de la probabilité de l'état de tranquillité en Corée calculée à partir des résultats des estimations de la deuxième spécification. Ceci peut être expliqué par l'utilisation d'une longue période d'estimation caractérisée par une seule sous période de crise correspondant à 1997-1998.

Graphique (4) : probabilités de l'état $S_t = 0$ en Corée calculées avec PFT et PVT



3.4. Identification de la contagion

La troisième colonne du tableau 1, fournit les résultats des estimations de l'équation (10) en utilisant des probabilités variables de transition entre les états en fonction de l'*IND* de la Thaïlande et de celui de l'Indonésie. Nos résultats montrent ainsi que cette troisième spécification 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 3.736 dans la troisième spécification après avoir été égale à 4.435 dans la deuxième spécification), le logarithme de vraisemblance est plus élevé dans la troisième spécification (-154.96) que dans la deuxième spécification (-161.973) et les valeurs de la constante restent aussi substantiellement différentes entre les deux états ($\gamma_0 = -3.567$ et $\gamma_1 = 1.968$).

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 14.026, est bien supérieure aux valeurs critiques données par une statistique de χ^2 avec 4 degrés de liberté²⁵ aux seuils de 1%, 5% et 10% (respectivement égales à 13.277, 9.488 et 7.779). Nous rejetons alors l'hypothèse nulle selon laquelle nous acceptons la deuxième spécification. Nous retenons donc la troisième spécification qui lie la probabilité de dévaluation anticipée du won coréen aux indices de crise en Thaïlande et en Indonésie.

Nous remarquons, à partir de nos résultats, le signe négatif des coefficients q_1 et q_2 . Ce qui montre qu'une augmentation de l'indice d'attaques spéculatives sur le marché des changes thaïlandais et encore plus le marché indonésien (le coefficient q_2 est statistiquement significatif) engendre une baisse dans la probabilité de maintien de l'état de tranquillité en Corée. En d'autres termes, une crise de change en Thaïlande ou en Indonésie 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 l'effondrement des marchés des changes thaïlandais et indonésien, saisies ici par les indices de crises *IND*, a déclenché la crise en Corée en renforçant les anticipations de dévaluation du won coréen par les spéculateurs sur le marché des changes coréen. Nous remarquons aussi dans nos résultats

²⁵ Nous rappelons que 4 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.

que le coefficient p_2 est positif contrairement au signe du coefficient p_1 ²⁶. Ceci montre qu'une fois la crise est déclenchée en Corée, seulement l'augmentation de l'intensité spéculative dans le marché des changes indonésien qui assure l'augmentation de la probabilité de rester dans l'état de crise. En d'autres termes, ce résultat montre que durant la crise en Corée, les spéculateurs sur le marché coréen ne sont influencés que par le déroulement de la crise en Indonésie en omettant la crise en Thaïlande qui a, toutefois, joué un rôle dans le déclenchement de la crise coréenne.

Nous fournissons ainsi une évidence empirique que le déclenchement de la crise asiatique peut expliquer, même partiellement, le changement dans les croyances du marché des changes coréen. Ce résultat montre la présence de la contagion qui a engendré la crise coréenne. La courbe en continue dans le graphique (4) montre ainsi l'évolution de la probabilité de l'état de tranquillité en Corée calculée à partir des résultats des estimations de l'équation (10) avec des probabilités de transitions en fonction des mouvements des indices de crises thaïlandaise et indonésienne.

Cependant, la significativité statistique de toutes les variables macroéconomiques, 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 des crédits domestiques en pourcentage du PIB et du déficit du compte courant en pourcentage du PIB, ont des signes attendus et statistiquement significatifs au seuil de 5% (les t de Student sont respectivement égaux à 2.008 et -6.24 et supérieurs en valeur absolue à la valeur critique 1.96). Ce résultat de la significativité de la bifurcation des fondamentaux dans la réalisation de la crise coréenne confirme celui 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 en utilisant aussi le déficit du compte courant. Ils trouvent aussi que l'évolution des fondamentaux vers la zone des spéculations auto-réalisatrices est déterminée notamment par le déficit du compte courant. Dans cet article, nous étendons les résultats de Ratti et Seo (2003) en montrons l'importance du rôle joué par la fragilité du système bancaire dans le changement des croyances concernant le marché coréen lors de l'épisode de la crise asiatique. En fait, depuis juillet 1997, les apports de capitaux en Corée 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

²⁶ Nous rappelons que q_1 et q_2 sont les coefficients associés aux indices de crise thaïlandais et indonésien respectivement dans la probabilité de maintien de l'état de tranquillité ($s_t = 0$). Par ailleurs, p_1 et p_2 sont les coefficients associés aux indices de crise thaïlandais et indonésien respectivement dans la probabilité de maintien de l'état de crise ($s_t = 1$).

coréenne a perdu ainsi 15 milliards de dollars américains de réserves pendant 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.

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. Comme le remarquent Jeanne et Masson (2000), il contraint les estimations en supposant la situation des équilibres multiples. A l'inverse, avec notre méthodologie, nous avons révélé empiriquement (et non supposé) cette multiplicité des équilibres.

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.

Les implications de notre analyse en terme de politique économique sont à la fois évidentes et complexes.

Puisque la crise subie par la Corée combine à la fois l'influence des fondamentaux et d'une rupture auto-réalisatrice dans les « croyances du marché », les mesures préventives qu'il convient de mettre en place doivent, elles aussi combiner l'action visant à préserver l'état des fondamentaux et l'action visant à prévenir les conséquences perturbatrices des brusques changements d'opinion des opérateurs.

Mais, de ce fait même, l'action des autorités est nécessairement complexe. En effet, les fondamentaux, comme nous l'avons vu ne se limitent pas à la dégradation du compte courant et à l'état des réserves de change. Ils sont plus diversifiés et d'ordre non seulement macroéconomiques, mais aussi micro ou mésoéconomiques. Notre étude, comme plusieurs autres, montre en particulier le rôle important joué par la fragilité du système bancaire dans le contexte de la crise asiatique, ce qui impose une action plus fine et plus diversifiée de la part des pouvoirs publics. De même, la prévention de la contagion impose aussi pour les autorités nationales et internationales de prendre une part active dans le « jeu sur informations » que sont aujourd'hui les marchés financiers, en participant activement à la production

d'informations et à la dynamique des anticipations. Les mécanismes d'alerte précoce des risques de crise ainsi que les programmes de transparence mis en place par le FMI s'inscrivent dans ce cadre. Des dispositifs de contrôle 'market friendly' des mouvements de capitaux à court terme pourraient aussi trouver dans notre étude une justification. Toutefois, aujourd'hui comme hier, mais sans doute plus qu'hier, il ne suffit pas de mettre en place la meilleure des politiques techniquement définie. Encore faut-il, pour qu'elle perde ses fruits, qu'elle soit considérée comme telle par les investisseurs. Cette exigence de crédibilité est sans doute l'une des principales difficultés auxquelles sont confrontées les autorités publiques.

4. Conclusion

Dans cet article, 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 cette approche peut se prêter utilement à des études empiriques en l'enrichissant par le modèle à changement de régime de Markov construit par Hamilton (1994). A cet effet, nous avons étudié empiriquement le cas de la crise de change coréenne. Pour cela, 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 et indonésienne afin d'explicitier un effet de contagion.

En allant à l'essentiel, deux conclusions peuvent être tirées de notre essai empirique. Premièrement, en utilisant une méthodologie basé sur le MSR, nous étendons 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, en plus du déficit du compte courant vérifié déjà par Ratti et Seo (2003), nous vérifions que la fragilité du système

bancaire coréen confirme également le rôle de la bifurcation des fondamentaux. En second lieu, notre modèle montre que le basculement de la Corée de l'équilibre de tranquillité vers l'équilibre de crise peut être expliqué par l'augmentation des pressions spéculatives sur le marché des changes thaïlandais et indonésien. En témoigne la supériorité de la qualité statistique de la troisième spécification de notre modèle qui fait dépendre les probabilités de transition, en Corée, des indices de crise thaïlandais et indonésien. Nous identifions ainsi la contagion tout en vérifiant sa complémentarité avec une certaine dégradation sous-jacente des fondamentaux.

Outre la Thaïlande et l'Indonésie, 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 Taiwan et de la Corée. En effet, le développement de ces deux pays était à la fois similaire et remarquable. Ce rééquilibrage des portefeuilles effectué par les banques étrangères a provoqué alors une crise de liquidité et un épuisement des réserves de changes. Dès lors, il serait intéressant d'ajouter à l'indice de crise thaïlandais, celui du Taiwan dans la probabilité de transition²⁷. 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 Taiwan.

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.

²⁷ Nous ne l'avons pas fait dans ce travail à cause de la disponibilité des données relatives à Taiwan.

Bibliographie

Agénor P. et Masson P.R. (1999), Credibility, reputation, and the Mexican peso crisis. *Journal of Money, Credit and Banking*. 31 (1): 70–84.

Alvarez-Plata P. et Schrooten M. (2006), The Argentinean currency crisis: a Markov-switching model estimation. *The Developing Economies*, XLIV-1: 79–91 March.

Bratsiotis, G.J., Robinson W. (2004), Economic fundamentals and self-fulfilling crises: further evidence from Mexico, *Journal of International Money and Finance*. 23: 595-613.

Cecchetti, S.G., Lam, P., Mark, N.C. (1990), Mean reversion in equilibrium asset prices, *American Economic Review*. 80(3): 398-418, June.

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*. 39: 1–38.

Dielbold F.X. et Lee J.H. Weinbach (1994), Diebold, F.X., Lee, J.-H. and Weinbach, G. (1994), "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities". In C. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. (Advanced Texts in Econometrics, C.W.J. Granger and G. Mizon, eds.), Oxford University Press. Oxford: 283-302.

Engle, C., Hamilton, J (1990), Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it?, *American Economic Review*. 80 (4): 689-713.

Filardo, A.J. (1994), Business cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*. 12: 299-308.

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*. 12: 385-423.

Hamilton, J.D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*. 57: 357-384.

Hamilton, J.D. (1994), « Time Series Analysis », *Princeton University Press*, Princeton

Jeanne, O. (1997), Are currency crises self-fulfilling? A test, *Journal of International Economics*. 43: 263 – 286.

Jeanne, O., Masson, P. (2000), Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes. *Journal of International Economics* 50: 327-350.

- Krugman, P. (1996), Are currency crises self-fulfilling, *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, MA: 345-378.
- Masson P. R. (1999), Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria, *Journal of International Money and Finance*.18: 587-602.
- Obstfeld, M. (1994), The logic of Currency crises, *Banque de France, Cahiers économiques et monétaires*. 43: 189–214.
- Obstfeld, M. (1996), Model of currency crises with self-fulfilling features, *European Economic Review*. 40:1037-1047.
- 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.
- Ratti, R.A., Seo, J. (2003), Multiple equilibria and currency crisis: evidence for Korea, *Journal of International Money and Finance*. 22: 681-696.
- 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*. 37: 763–802.
- Tronzano, M., Psaradakis, Z., Sola, M. (2003), Target zone credibility and economic fundamentals », *Economic Modelling*. 20:791-807.
- Van Norden, S. (1996), Regime switching as a test for exchange rate bubbles, *Journal of Applied Econometrics*. (11): 219-251.

Annexe

Graphique (1) : évolution mensuelle du différentiel des taux d'intérêt et de l'IND indonésien et l'IND thaïlandais

