

**FONDAMENTAUX, CONTAGION ET DYNAMIQUE  
DES ANTICIPATIONS : UNE EVALUATION A PARTIR  
DE LA CRISE FINANCIERE COREENNE**

**WAJIH KHALLOULI\* (UNIVERSITE DE UMM AL QURA),  
RENE SANDRETTO (GATE, UNIVERSITE LUMIERE LYON 2)**

**AND**

**MOHAMED AYADI (UAQUAP, UNIVERSITE DE TUNIS)**

**RESUME :**

L'objet de cet article est d'identifier le rôle des fondamentaux, des phénomènes de type « tache solaire » et de la contagion pure au sens de Masson (1999) à travers une étude empirique de la dynamique des anticipations des investisseurs. À cet effet, nous estimons un modèle à changement de régimes de Markov dans la lignée des travaux effectués par Jeanne et Masson (2000), 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 appliquée au cas de la crise de change coréenne de 1997-1998, est qu'elle révèle une imbrication du rôle des fondamentaux du pays et d'une contagion issue d'une rupture auto-réalisatrice dans les « croyances du marché ».

**ABSTRACT:**

This paper aims at identifying the role of fundamentals, sunspots and pure contagion Masson (1999) in the recent currency crises. In order to analyze the dynamics of devaluation expectations, we estimate a Markov-switching model in line with Jeanne and Masson (2000), in which we use endogenous probabilities of transition between the states from the economy so as to be able to identify and explain a possible effect of contagion. One of the main contributions of our approach applied to the Korean's crisis case is that it shows a deep combination of the role of the country's fundamentals and a self-fulfilling contagion resulting from a sudden change in the "beliefs of the market".

**JEL CLASSIFICATION :** C22, D84, F31, G15.

**MOTS-CLEFS :** Crise de change asiatique, Équilibres multiples, Contagion pure, Markov switching.

**KEYWORDS:** Asian currency crisis, Multiple equilibria, Pure contagion, Markov switching.

---

\* Auteur correspondant : Collège universitaire d'Al Jumum, Université de Umm Al Qura, Al Aziziyah, Makkah Al Mukarramah, code postale 715, Arabie Saoudite; adresse e-mail: [wajih.khallouli@gmail.com](mailto:wajih.khallouli@gmail.com)

## INTRODUCTION

Au moment où la crise économique et financière, issue « des *subprimes* » affecte, à des degrés divers la plupart des pays industriels, et où elle commence à affecter notablement certaines des économies émergentes les plus dynamiques, il peut être intéressant d'opérer un retour en arrière sur la période troublée de la fin des années 1990 et plus précisément sur les logiques sous-jacentes aux attaques spéculatives et aux phénomènes de contagion. En effet, les crises des années 1990 ainsi que les crises récentes 2007-2009 ne peuvent pas être expliquées de manière satisfaisante par la seule dégradation préalable des fondamentaux. Plusieurs travaux montrent que la rupture auto-réalisatrice engendrant la crise est véhiculée aussi bien par une certaine vulnérabilité sous-jacente des fondamentaux que par une variable tache solaire<sup>1</sup> (Jeanne, 1997 ; Jeanne et Masson, 2000) et par un phénomène qualifié de « contagion pure » (Masson, 1999). L'objectif de notre article est donc de tester empiriquement la contribution de ces mécanismes de crise dans la dynamique auto-réalisatrice des attaques spéculatives, dans le cas particulier de la crise de change coréenne. Dans la littérature, plusieurs approches empiriques ont été utilisées pour tenter d'identifier ces facteurs de crises. La plupart des travaux ont utilisé soit la méthodologie Probit/Logit (Eichengreen et al. 1996 ; Glick et Rose, 1999 ; Caramazza et al., 2004), soit la construction d'indicateurs de crise (Early Warning Indicators ou EWI). Ces méthodes consistent à élaborer un index de pression spéculative à partir de diverses variables (évolution du change, des réserves, évolution du taux d'intérêt) et à identifier la crise financière par le fait que l'index dépasse une valeur critique sous forme de  $\alpha$  fois l'écart-type de l'échantillon étudié ( $\alpha$  étant donné *a priori*). L'index se trouve ainsi réduit à une variable binaire : crise ou non crise. Les inconvénients de cette démarche sont évidents : le choix du seuil d'identification de la crise est arbitraire (Engle et Hamilton, 1990 ; Van Norden, 1996<sup>2</sup> ; Cerra et Saxena, 2002). Le fait que le seuil dépende de l'écart-type de l'échantillon conduit également à un résultat aberrant : l'évolution future peut affecter le passé et donc les phases antérieurement caractérisées comme des crises n'apparaissent plus comme telles (Edison, 2000). Afin de remédier à ces inconvénients, nous avons fait le choix de recourir à une méthodologie différente, en utilisant un modèle à changement de régimes de Markov afin de modéliser la non-linéarité dans le comportement d'un indice de crise. Comme l'a clairement montré Abiad (2003), cette méthodologie alternative ne nécessite pas que l'on se donne une datation a priori des épisodes de crise. Au contraire, l'identification et la caractérisation de la crise sont endogènes au modèle et constituent un *output* de celui-ci, ce qui évite les chausse-trapes inhérentes à la procédure de datation basée sur le choix d'un seuil arbitraire d'identification. Le modèle à changement de régimes de Markov que nous estimons s'inscrit dans la lignée directe des travaux de Jeanne et Masson (2000). Il est particulièrement bien adapté à l'analyse empirique de la dynamique des crises et du jeu des mécanismes qui les sous-tendent.

La crise de change coréenne semble bien – intuitivement – constituer un champ d'investigation approprié pour tester la validité de ce schéma explicatif de la dynamique des attaques spéculatives. En effet, la Corée est généralement considérée comme le modèle même du pays qui, au sein de la région, pratiquait une saine gestion

---

<sup>1</sup> La variable « tache solaire » (sunspot) est un phénomène aléatoire purement exogène (Cornand, 2004).

<sup>2</sup> Ces auteurs étudient la dynamique des taux de change flottants en utilisant le modèle MSR.

macroéconomique<sup>3</sup>. *A priori*, le pays semblait donc être à l'abri d'un processus de contamination liée aux fondamentaux. Toutefois, la Corée comme pratiquement tous les pays affectés (à l'exception de Hong Kong), présentait un élément de vulnérabilité lié à une distribution mal maîtrisée des crédits bancaires. S'il est pour le moins hasardeux de considérer cette vulnérabilité comme l'explication (la cause) de la crise, il est incontestable qu'elle constitue l'un des facteurs structurels caractéristiques de la situation initiale des pays affectés et l'un des premiers symptômes de la crise. Dans la section 1, nous présentons la forme réduite d'un modèle théorique avec clause de sortie ainsi que la méthodologie empirique suivie. Dans la section 2, nous discutons les données et nous synthétisons les résultats de nos estimations. Enfin, nous concluons dans la dernière section.

## 1. METHODOLOGIE ECONOMETRIQUE

### 1.1. LE MODELE

Afin d'expliquer les anticipations du marché des changes coréen, nous utilisons à l'instar de Jeanne et Masson (2000), l'équation de la probabilité de dévaluation  $\pi_t$  suivante :

$$\pi_t = \gamma_{s_t} + \beta' x_t + v_t, \quad s_t = 1, \dots, n \quad (1)^4$$

où  $\gamma_{s_t}$  est la constante qui dépend du régime.

$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$  est le vecteur des fondamentaux économiques.

$\beta$  est le vecteur des coefficients associés aux fondamentaux et qui sont indépendants du régime.

$v_t$  est un choc. Nous supposons que tous les chocs sont identiquement et indépendamment distribués.

L'équation (1) représente un modèle avec  $n$  régimes<sup>5</sup>. 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. Le changement de régime peut être interprété comme un saut entre les différents états des anticipations du marché dans le modèle. En effet, un saut vers un état avec une forte anticipation de dévaluation rend cette dernière plus probable et fait

<sup>3</sup> La Corée a bénéficié d'une croissance économique rapide et connaissait antérieurement à la crise et une incontestable stabilité macroéconomique.

<sup>4</sup> Jeanne et Masson (2000) utilisent ce même modèle pour étudier l'expérience du franc français entre 1987 et 1993. Ils concluent que les anticipations de dévaluations sont dues à une variable exogène qu'ils ont nommée tache solaire.

<sup>5</sup> Cf. Jeanne et Masson (2000) pour plus de détails sur le fondement théorique de cette équation. En effet, ces auteurs interprètent ce modèle de changement de régimes qui modélise les anticipations de dévaluation, comme une forme réduite linéarisée du modèle structurel de clause de sortie.

augmenter par conséquent le terme paramétrique  $\gamma$ . De la même façon que Jeanne et Masson (2000), nous considérons seulement deux états de l'économie tels que la valeur de  $\gamma_{s_t}$  dépend de l'état  $\{s_t\}$  qui n'est pas observable et qui suit un processus markovien d'ordre 1 avec  $s_t = 0$  ou 1. Par ailleurs, ce saut est véhiculé par une incertitude extrinsèque (tache solaire) modélisée par les probabilités de transition entre les différents régimes ( $P_{ij} = \Pr(s_t = j / s_{t-1} = i)$ )<sup>6</sup>. Nous rappelons que pour Jeanne et Masson (2000), ces probabilités sont supposées fixes et invariantes dans le temps.

## 1.2. PROBABILITES DE TRANSITION VARIABLES ET IDENTIFICATION DE CONTAGION

Dans le modèle de Jeanne et Masson (2000), le phénomène de tache solaire est formalisé sous la forme d'une probabilité de transition fixe entre les deux régimes. Cependant, comme l'ont bien souligné Cipollini et al. (2007) et Mouratidis (2008), l'hypothèse de constance de la probabilité de transition est passablement restrictive. Afin de nous affranchir de cette limite et tenter d'ouvrir, ne fût-ce que partiellement, la « boîte noire » que constitue la tache solaire, nous utilisons des probabilités de transition entre les états de l'économie en fonction de l'évolution de l'indice de pressions spéculatives (*IND*) thaïlandais et indonésien<sup>7</sup>. Les probabilités de transition sont alors données par les expressions suivantes :

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

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

où  $IND_{THA,t-1}$  et  $IND_{INDON,t-1}$  sont les indices de pressions spéculatives retardés<sup>8</sup> 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 al., 1994 et 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 qui représente l'état de crise. De la même manière,  $q_i > 0$  (respectivement

<sup>6</sup> Dans le cas particulier où il y a un seul état, le modèle à changement de régime se réduit à un simple modèle linéaire qui régresse une probabilité de dévaluation sur les fondamentaux économiques ("the purely fundamentals-based model" selon l'expression de Jeanne et Masson (2000)). Un tel cas infirme l'hypothèse de la présence d'une crise auto-réalisatrice et confirme en outre la logique fondamentaliste des crises de change.

<sup>7</sup> La définition précise de l'indice *IND* retenue dans ce papier est donnée plus loin (cf. *supra*, 2.1.b).

<sup>8</sup> D'après Tronzano et al. (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 de l'indice.

$q_i < 0$ ) implique qu'une augmentation de  $IND_{t-1}$  augmente (respectivement baisse) également la probabilité de rester dans l'état 0 qui représente l'état de tranquillité (Tronzano et al., 2003).

Par ailleurs, pour tester l'hypothèse fondamentale de notre travail selon laquelle la contagion liée à un processus auto-réalisateur, ne peut se réaliser que sous une certaine vulnérabilité sous-jacente des fondamentaux, nous menons une méthodologie basée sur le test  $LR$  (*likelihood ratio test*) dont la statistique est définie par :  $LR = -2(l_c - l_{nc}) \sim \chi^2(k)$  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 sur les probabilités de transition entre les régimes. Dans une première étape, le test  $LR$  est utilisé pour identifier la présence d'un changement structurel entre les deux régimes<sup>9</sup>. Le rejet de l'hypothèse nulle de ce test selon laquelle la dévaluation est expliquée entièrement par la dégradation des fondamentaux (modèle linéaire de l'Eq. 1), confirme la présence d'une situation d'équilibres multiples déclenchée par la vulnérabilité sous-jacente des fondamentaux. Dans une deuxième étape, et une fois nous avons rejeté la linéarité du modèle, nous appliquons le test  $LR$  afin de tester l'hypothèse nulle selon laquelle les probabilités de transition sont fixes contre l'hypothèse alternative selon laquelle les probabilités de transition sont variables en fonction de l'indice de pressions spéculatives ( $IND$ ) thaïlandais et indonésien. Le rejet de l'hypothèse nulle confirme que la polarisation des anticipations du marché vers le mauvais équilibre de crise n'est pas expliquée seulement par la tache solaire mais aussi par le phénomène de contagion pure.

## 2. RESULTATS EMPIRIQUES

### 2.1. DEFINITION DES VARIABLES

#### a. Mesure de la probabilité de dévaluation

La variable dépendante de notre modèle est la probabilité de dévaluation anticipée par le marché (évaluée en pourcentage). À l'instar de Tronzano et al. (2003), nous avons choisi d'approximer cette probabilité de dévaluation anticipée, par le différentiel des taux d'intérêt de maturité d'un mois entre le taux d'intérêt coréen et celui des États-Unis. Bien que Jeanne et Masson (2000) suggèrent de corriger ce différentiel par le changement anticipé du change par rapport au centre de la bande en utilisant la méthode d'ajustement proposée par Svensson (1993)<sup>10</sup>, plusieurs autres travaux (Bratsiotis et Robinson, 2004 ; Tronzano et al., 2003) montrent que l'ajustement n'est nécessaire que dans le cas d'une estimation d'un modèle structurel avec plusieurs régimes comme celui de Jeanne (1997).

<sup>9</sup> Il est à noter que dans ce cas, la statistique  $LR$  ne présente pas une distribution asymptotique standard puisque sous l'hypothèse nulle les probabilités de transition ne sont pas identifiables. Donc, pour décider, nous proposons de calculer le p-value de Davies (1977) qui est donnée par  $\Pr(\chi^2 > LR) + 2(LR/2)^{D/2} \exp(-LR/2)/\Gamma(D/2)$  où  $D = 1$  est le nombre de paramètres supplémentaires et  $\Gamma(\cdot)$  représente la fonction gamma.

<sup>10</sup> Cette correction consiste à soustraire au différentiel de taux d'intérêt, la variation anticipée du taux de change par rapport au centre de la bande de fluctuation (*Drift adjustment method*). En effet, Svensson a justifié la nécessité de cette correction en soulignant le fait que les différentiels de taux d'intérêt pouvaient refléter à la fois les anticipations de mouvements inframarginaux du change (sans dévaluation) et les anticipations de changement de parité.

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).

**b. Fondamentaux macroéconomiques et mesure de l'indice de crise IND**

Comme le montrent la plupart des travaux théoriques utilisant le modèle structurel avec clause de sortie (Jeanne, 1997 ; Masson, 1999) ou sa version réduite (Jeanne et Masson, 2000), l'anticipation d'une dévaluation par le secteur privé est fonction de la dynamique sous-jacente de certains fondamentaux pouvant accréditer l'idée que l'autorité monétaire risque de dévaluer la monnaie. Donc, à l'image de Ratti et Seo (2003), nous considérons dans notre modèle le déficit du compte-courant en pourcentage du PIB ( $CC$ ). Cependant, une limite majeure du travail de Ratti et Seo (2003) est l'absence des variables financières dans le choix des fondamentaux. À cet égard, la crise en Corée, comme dans les autres pays de la région, semble différer de celles qui l'ont précédée en ce que les difficultés du secteur bancaire apparaissent comme l'un des premiers symptômes et non plus – comme c'était le cas précédemment – comme le résultat ultime d'autres désordres<sup>11</sup>. En effet, il existe aujourd'hui un quasi-consensus parmi les experts pour admettre que la perception par les investisseurs internationaux de la montée de risques financiers accrus a été l'un des facteurs déterminants de la crise coréenne. Donc nous retenons comme variable fondamentale le ratio crédits intérieurs au secteur privé sur PIB ( $CRED$ ) afin de saisir l'accroissement des risques financiers<sup>12</sup>. Par ailleurs, comme Jeanne et Masson (2000), nous utilisons une variable tendance ( $t$ ) comme variable explicative dans notre modèle. Elle permet de saisir l'évolution temporelle de la réputation de l'autorité monétaire dans le maintien du taux de change fixe.

Afin d'identifier l'effet de contagion, nous utilisons une variable synthétique qui correspond à l'indice de pressions spéculatives en Thaïlande et en Indonésie. Il est construit ici comme une moyenne pondérée de la variation du taux de change nominal, de la variation du taux d'intérêt et des pertes de réserves de change :

$$IND_t = \frac{(\% \Delta e_t)}{\sigma_{\Delta e_t}} + \frac{(\% \Delta i_t)}{\sigma_{\Delta i_t}} - \frac{(\% \Delta r_t)}{\sigma_{\Delta r_t}}$$

où  $\% \Delta e_t$  est le taux de variation du taux de change nominal coté à l'incertain,  $\% \Delta i_t$  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 respectifs des trois

<sup>11</sup> Sur ce point, cf. notamment Kaminsky et Reinhart (1996) et Allegret et Sandretto (2000).

<sup>12</sup> Voir en ce sens Hardy et Pazarbasioglu (1998). Notre objectif, à travers ce ratio n'est pas de saisir la fragilité intrinsèque du système bancaire coréen. Il existe à cet effet, d'autres indicateurs de stress bancaire plus pertinents (par exemple le montant des prêts non performants en proportion du total des actifs, ou encore les dettes extérieures réelles en pourcentage des crédits réels accordés au secteur privé, etc.). Par ce ratio, nous voulons capturer la vulnérabilisation de l'ensemble de l'économie coréenne (et pas seulement des banques), produite par une distribution mal maîtrisée des crédits.

variables précitées. Nous les utilisons comme pondérations afin de normaliser l'effet des différences des variances des séries.

## 2.2. RESULTATS

Dans nos estimations, nous utilisons des données mensuelles de février 1993 à décembre 1998<sup>13</sup>. Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation de l'équation 1 avec des probabilités de transition fixes (PFT) et des probabilités de transition variables (PVT) en fonction de l'*IND* de la Thaïlande et de celui de l'Indonésie. Les résultats des estimations montrent que le modèle avec deux états dont les probabilités de transitions sont fixes, s'avère meilleur que le modèle linéaire. En effet, le p-value de Davies (1977) du test LR (colonne 2 du tableau 1) retient le modèle à changement de régimes et rejette la linéarité de l'équation 1. Ce résultat fournit alors une évidence empirique de la présence d'une situation d'équilibres multiples avec des attaques spéculatives auto-réalisatrices en Corée. Nos résultats suggèrent également que le saut de l'équilibre de stabilité vers l'équilibre de crise est provoqué par une variable tache solaire non observable.

---

<sup>13</sup> Les données de toutes les variables fondamentales du modèle sont extraites de Abiad (2003). Les auteurs remercient Abiad Abdul pour la base de données qui nous a fournie. Les données des variables utilisées dans la construction des indices de crises sont tirées du CD-ROM des Statistiques Financières Internationales (IFS).

FONDAMENTAUX, CONTAGION ET DYNAMIQUE DES ANTICIPATIONS :  
UNE EVALUATION A PARTIR DE LA CRISE COREENNE

**TABLEAU 1. RESULTATS DES ESTIMATIONS DE L'EQUATION 1 AVEC PFT ET PVT**

	PFT	PVT
<b>CRED</b>	6,837 (1,195)	9,894 <b>(2,008**)</b>
<b>CC</b>	-0,921 <b>(-8,327**)</b>	-0,468 <b>(-6,24**)</b>
<b>t</b>	0,044 <b>(1,571*)</b>	0,049 <b>(2,041**)</b>
$\gamma_0$	-2,382 (-0,795)	-3,567 (-1,315)
$\gamma_1$	8,486 <b>(2,478**)</b>	1,968 (0,667)
$\sigma^2$	4,435	3,736
<b>q<sub>1</sub></b>		-0,399 (-0,518)
<b>q<sub>2</sub></b>		-1,429 <b>(-1,9**)</b>
<b>p<sub>1</sub></b>		-0,316 (-0,887)
<b>p<sub>2</sub></b>		0,298 (0,623)
<b>P<sub>00</sub></b>	0,959	
<b>P<sub>11</sub></b>	0,98	
<b>P<sub>10</sub></b>	0,02	
<b>P<sub>01</sub></b>	0,041	
<b>Log (L)</b>	-161,973	-154,96
<b>Log (L) du modèle linéaire</b>	-173,55	
<b>LR</b>	<b>23,226**</b> <b>[0.000]</b>	<b>14,026**</b>

*Notes : Le chiffre entre [.] est la p-value de Davies.*

Les chiffres entre parenthèses sont des *t* de Student.

Une étoile (deux étoiles) signifie(nt) la significativité statistique à un seuil de 10 % (5 %).

En outre, le résultat du test *LR*, présenté dans la troisième colonne du tableau 1, montre bien la supériorité de l'estimation avec PTV par rapport à celle avec PFT. En effet, la valeur calculée de la statistique *LR*, égale à 14,026, est bien supérieure aux valeurs critiques données par une statistique de  $\chi^2$  avec 4 degrés de liberté<sup>14</sup> aux seuils de 5 % et

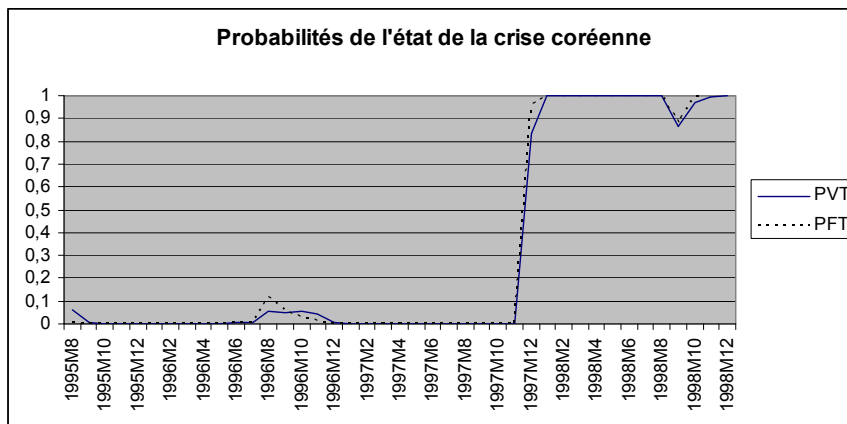
<sup>14</sup> Nous rappelons que 4 est le nombre de contraintes sous l'hypothèse nulle selon laquelle nous acceptons le modèle à changement de régimes et avec des probabilités de transition fixes. L'hypothèse alternative est l'hypothèse selon laquelle nous acceptons les probabilités de transition variables.



10 % (respectivement égales à 9,488 et 7,779). Nous retenons donc l'estimation de notre modèle (Eq. 1) avec PVT qui lient la probabilité de dévaluation anticipée du won coréen aux indices de crise en Thaïlande et en Indonésie.

Nous remarquons, par ailleurs, la significativité statistique du coefficient  $q_2$ <sup>15</sup> dont le signe est négatif. Ce résultat montre que l'augmentation de l'indice de crise sur le marché des changes indonésien engendre une baisse significative de la probabilité anticipée par le marché de préserver la stabilité en Corée. Nous pouvons conclure alors que la crise de change qui a eu lieu en Indonésie (août 1997) a pu déclencher des attaques spéculatives auto-réalisatrices en Corée suite au renforcement des anticipations de dévaluation du won coréen. Ainsi, l'économie coréenne est passée de l'état de stabilité vers l'état de crise en décembre 1997. En effet, le graphique 1 ci-dessus retrace l'évolution de la probabilité de l'état dans lequel le marché anticipe une hausse de la probabilité de dévaluation du won calculée à partir des résultats des estimations avec probabilités de transition fixes (PFT) et probabilité de transition variables (PVT). Nous repérons à partir de ce graphique la date du début de la période de crise en décembre 1997 qui correspond à la date de l'éclatement du système financier coréen (Miotti et Plihon, 2001).

**GRAPHIQUE 1. PROBABILITES DE L'ETAT DE CRISE  $S_t = 1$  EN COREE CALCULEES AVEC PFT ET PVT**



Le coefficient  $q_1$  associé à l'indice de crise thaïlandais admet également un signe négatif. Ce résultat montre que la perception de la stabilité par les investisseurs sur le marché des changes coréen se dégrade en fonction de l'augmentation des pressions spéculatives en Thaïlande. Cependant, nos résultats ne mettent pas en évidence l'existence d'un effet de contagion pure engendré par la Thaïlande puisque ce coefficient n'est pas statistiquement significatif.

<sup>15</sup> 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 ( $s_t = 1$ ).

FONDAMENTAUX, CONTAGION ET DYNAMIQUE DES ANTICIPATIONS :  
UNE EVALUATION A PARTIR DE LA CRISE COREENNE

Par ailleurs, la significativité statistique de toutes les variables macroéconomiques du modèle retenu, vérifie aussi la contribution de l'effet de la bifurcation des fondamentaux dans les croyances des spéculateurs sur le marché des changes coréen. En effet, les coefficients des variables 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 %. Ce résultat corrobore les conclusions de Ratti et Seo (2003) qui trouvent aussi que l'évolution des fondamentaux coréens vers la zone des spéculations auto-réalisatrices est déterminée notamment par le déficit du compte-courant durant la crise de 1997. Notre étude étend toutefois ces résultats en montrant l'importance du rôle joué par la perception d'une vulnérabilité du système bancaire dans la dynamique des anticipations. Concrètement, nous pouvons observer que les afflux de capitaux vers la Corée ont commencé à se réduire à partir de juillet 1997, puis se sont inversés. Le déficit de la balance de paiement a alors été financé par une ponction sur les 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 pendant le mois de novembre 1997. 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 de cette date. Nos résultats fournissent ainsi une évidence empirique que les spéculateurs sur le marché des changes coréen étaient influencés par la dégradation du compte-courant ainsi que par la vulnérabilité du système bancaire, ce qui a favorisé la situation d'équilibre multiple. Outre la tache solaire, la crise en Indonésie et à un moindre degré en Thaïlande ont aussi alimenté la prophétie auto-réalisatrice de la dévaluation du won coréen en polarisant les anticipations du marché dans cette direction, ce qui a déclenché les attaques spéculatives en décembre 1997.

Pour étudier la robustesse de nos résultats, nous avons ré-estimé notre modèle (Eq. 1) en utilisant d'autres fondamentaux à savoir le taux de chômage et le taux de change réel<sup>16</sup>. Les résultats présentés dans le tableau 2 en annexe montrent une fois encore la supériorité du modèle à changement de régimes par rapport au modèle linéaire. Ce résultat montre la présence d'une situation d'équilibres multiples avec des attaques spéculatives auto-réalisatrices véhiculées par une variable tache solaire. Le taux de chômage est statistiquement et positivement significatif, ce qui montre que l'augmentation, même minime, du chômage avait donné un mauvais signal aux investisseurs. Par ailleurs, le signe négatif du taux de change réel qui est statistiquement significatif montre que l'appréciation du taux de change a été interprétée comme un signe annonciateur possible d'une future dévaluation du Won coréen. Cependant, l'effet de contagion est confirmé seulement quand nous utilisons le taux de change réel et il est rejeté quand nous remplaçons ce dernier par le taux de chômage.

Les implications de notre analyse en termes de politique économique sont à la fois évidentes et complexes au niveau des préconisations politiques. Puisque la crise subie par la Corée combine à la fois l'influence des fondamentaux et une rupture auto-réalisatrice dans les « croyances du marché », les mesures préventives qu'il convient de mettre en place doivent logiquement agir simultanément sur ces deux fronts en combinant l'action

---

<sup>16</sup> Ces variables constituent les fondamentaux du modèle structurel avec clause de sortie de Jeanne (1997) et Jeanne et Masson (2000). Ratti et Seo (2003) reprennent ces mêmes variables pour estimer le même modèle de Jeanne (1997) avec clause de sortie dans le cas coréen durant la crise 1997-98.

visant à améliorer ou stabiliser 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 relèvent non seulement du niveau macroéconomique, mais aussi des niveaux micro et 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.

## CONCLUSION

Dans cet article, nous avons tenté d'étudier empiriquement la dynamique des attaques spéculatives à partir du cas de la crise de change coréenne 1997. Pour cela, nous avons estimé un modèle à changement de régimes de Markov. En allant à l'essentiel, Nos résultats confirment que la Corée est effectivement entrée dans une zone d'équilibres multiples avec des spéculations auto-réalisatrices à partir de décembre 1997. Par ailleurs, en plus du déficit du compte-courant dont l'influence avait déjà été mise en valeur par Ratti et Seo (2003), nous vérifions que la perception par les opérateurs de risques financiers accrus liés à une distribution mal maîtrisée des crédits bancaires joue aussi un rôle dans la bifurcation des fondamentaux. Notre modèle montre que la transition des anticipations du marché coréen de l'équilibre de tranquillité vers l'équilibre de crise véhiculée principalement par une tache solaire est également influencée par l'augmentation des pressions spéculatives sur le marché des changes indonésien et à un moindre degré sur le marché des changes thaïlandais.

Nos résultats ont été obtenus à partir de l'étude du cas de la Corée. Assurément, il serait aventureux d'affirmer qu'ils peuvent s'appliquer identiquement aux autres pays affectés par la crise asiatique et, *a fortiori*, à tout pays confronté à une situation de crise financière. Cependant, nous avons de bonnes raisons de penser qu'une de nos conclusions dispose d'une validité qui pourrait dépasser largement le seul cas de l'économie coréenne. Nous sommes persuadés que notre compréhension des crises financières récentes gagne à combiner l'interprétation fondamentaliste des crises et l'interprétation auto-réalisatrice, plutôt que les considérer comme des explications alternatives, comme on le fait habituellement. En pratique, les causes sous-jacentes à ces

FONDAMENTAUX, CONTAGION ET DYNAMIQUE DES ANTICIPATIONS :  
UNE EVALUATION A PARTIR DE LA CRISE COREENNE

deux types d'explication s'entremêlent intimement. Plusieurs arguments permettent d'étayer ce point de vue (Allegret et Sandretto, 2000).

En premier lieu, l'explication des crises par les fondamentaux souligne que leur éruption ou leur propagation prend toujours appui sur certaines faiblesses intrinsèques des économies affectées. Cependant, cette explication n'a guère de signification lorsqu'elle est apportée *a posteriori*. Toute économie quelle qu'elle soit, fût-elle la plus puissante du monde, présente toujours quelques zones de fragilité pour peu qu'on l'étudie attentivement. Lorsqu'une crise intervient sans qu'elle ait été prévue, sa réinterprétation « fondamentaliste » *ex post* risque de dériver vers une rationalisation *ad hoc* qui façonne ou subordonne les faits aux exigences du cadre théorique d'interprétation.

En second lieu, il est vrai – réciproquement - que toute crise auto-réalisatrice doit bien prendre appui sur certaines vulnérabilités sous-jacentes des économies étudiées, mais les éléments qui apparaissent *a posteriori* comme des faiblesses n'étaient pas appréhendés comme tels antérieurement à la crise. Ces fragilités ou bien n'étaient pas perçues comme pouvant être porteuses de crise, ou bien n'étaient pas apparentes *a priori* et ont été révélées par la crise, notamment parce que celle-ci conduit les opérateurs à réinterpréter de manière radicalement différente l'information dont ils disposaient antérieurement sur la situation du pays. Les tentatives d'explication des crises contemporaines par une logique purement auto-réalisatrice comportent donc, *mutatis mutandis*, le même type de faiblesse que l'interprétation inverse.

Enfin, à l'heure de la globalisation, alors que les caractéristiques de structures fondamentales des diverses économies sont de plus en plus étroitement conditionnées par leur mode d'intégration dans le réseau dense des interrelations monétaires et financières, commerciales, technologiques, industrielles à l'échelle de la planète, une explication par les seuls fondamentaux ou par une logique de contagion pure voit sa consistance s'effriter. Certains atouts fondamentaux peuvent même se transformer en vulnérabilité. La rapidité de la croissance économique des pays émergents d'Asie, la stabilité de leur monnaie par rapport au dollar dans le courant des années 1980 et 1990 et pour certains, leur stabilité macroéconomique (faible inflation, excédent budgétaire, etc.) ont fait de ces pays des zones particulièrement prometteuses et donc attractives, contribuant à drainer vers eux des masses de plus en plus considérables de capitaux. Mais ces afflux, conséquence de ce qui pouvait être perçu comme une force de ces économies, ont semé les graines de crises futures : le boom des entrées de capitaux a préparé l'explosion des reflux.

Tout bien considéré, la distinction, généralement considérée comme solidement établie, entre crises liées aux fondamentaux et crises auto-réalisatrices apparaît plutôt fragile. Cette distinction s'avère simplificatrice car associée, pour chacune de ces deux formes pures, aux deux extrémités du spectre des possibilités :

- Celle de la totale imprévisibilité liée à une logique totalement auto-réalisatrice ;
- Celle de la parfaite prévisibilité correspondant à une logique strictement fondamentaliste, à l'image de la modélisation de P. Krugman (1979).

Or, à l'évidence, la prévisibilité n'est pas binaire. Elle est une question de degré. Ceci est particulièrement vrai des phénomènes sociaux et tout spécialement des

phénomènes financiers pour lesquels les « mécanismes » sont largement déterminés par les anticipations et par les interdépendances informationnelles qui lient les acteurs des marchés financiers à l'échelle globale. Certaines fragilités des économies n'existent que parce qu'elles deviennent apparentes. Parfois même, des fondamentaux sont tenus pour défavorables parce qu'ils sont – à tort ou à raison – perçus comme tels, voire parce que cette perception tend à devenir *common knowledge*.

## REFERENCES

- Abiad, A.** 2003. "Early-warning systems, a survey and a regime-switching approach", *IMF working paper*, 03/32, pp. 1-60 (disponible à SSRN : <http://ssrn.com/abstract=879107>).
- Allegret, J.-P. et R. Sandretto**, 2000. "La nouvelle architecture du système monétaire international. Revenir à l'esprit des lois de Bretton Woods", *L'actualité Économique, Revue d'analyse économique*, 76 (3), pp. 437-456.
- Bratsiotis, G.J. and W. Robinson**, 2004. "Economic fundamentals and self-fulfilling crises, further evidence from Mexico", *Journal of International Money and Finance*, 23, pp. 595-613.
- Caramazza, F., R. Luca et S. Ranil**, 2004. "International contagion in currency crises", *Journal of International Money and Finance*, 23(1), pp. 51-70.
- Cerra, V. et S.C. Saxena**, 2002. "Contagion, monsoons and domestic turmoil in Indonesia's currency crisis", *Review of International Economics*, 10(1), pp. 36-44.
- Cipollini, A., K. Mouratidis and N. Spagnolo**, 2007. "Evaluating currency crises, the case of the European monetary system", *Empirical Economics*, 35(1), pp. 11-27.
- Cornand, C.**, 2004. "La coordination des acteurs lors d'une attaque spéculative, l'apport des jeux globaux", *Revue d'Économie Politique*, 114 (6), pp. 793-820.
- Davies, R.B.**, 1977. "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Biometrika*, 64, pp. 247-54.
- Diebold, F.X., J.-H. Lee et G. Weinbach**, 1994. "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities", in C. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press. Oxford, pp. 283-302.
- Edison, H.J.**, 2000. "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System", Federal Reserve Board of Governors, International Finance Discussion Papers; No. 675, pp. 1-74, July.
- Eichengreen, B., A. Rose et C. Wyplosz**, 1996. "Contagious currency crises, First Tests", *Scandinavian Journal of Economics*, 98 (4), pp. 463-484.
- Engle, C. et J. Hamilton**, 1990. "Long swings in the dollar, are they in the data and do markets know it?", *American Economic Review*, 80 (4), pp. 689-713.
- Filardo, A.J.**, 1994. "Business cycle phases and their transitional dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 299-308.
- Glick, R. et A.K. Rose**, 1999. "Contagion and trade: Why are currency crises regional?", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 603-617.
- Hardy, D. et C. Pazarbasioglu**, 1998. "Leading Indicators of Banking Crises: Was Asia Different?". *IMF Working Paper*, No. 98/01, pp. 1-32, 1998. Disponible à : <http://ssrn.com/abstract=882602>
- Jeanne, O.**, 1997. "Are currency crises self-fulfilling? A test", *Journal of International Economics*, 43, pp. 263-286.

- Jeanne, O. et P. Masson**, 2000. "Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes", *Journal of International Economics*, 50, pp. 327-350.
- Kaminsky, G. et C. Reinhart**, 1999. "The Twin Crises, the causes of banking and balance-of-payments problems", *American Economic Review*, 98, pp. 473-500.
- Khallouli, W. et R. Sandretto**, 2012. "Testing for contagion of the subprime crisis on the Middle East and North African stock markets: A Markov Switching EGARCH approach" *Journal of Economic Integration*. Vol. 27 No. 1, March, pp. 134-166. Disponible à : <http://ideas.repec.org/p/gat/wpaper/1022.html>
- Krugman, P.**, 1979. "A Model of Balance of Payments Crisis", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 11. No. 3, August, pp. 311-325. Disponible à : [http://www.macro-economics.tu-berlin.de/fileadmin/fg124/financial\\_crises/literature/JMKB\\_11\\_\\_1979\\_\\_Krugman.pdf](http://www.macro-economics.tu-berlin.de/fileadmin/fg124/financial_crises/literature/JMKB_11__1979__Krugman.pdf)
- Masson, P.R.**, 1999. "Contagion, macroeconomic models with multiple equilibria", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 587-602.
- Miotti, L. et D. Plihon**, 2001. "Libéralisation financière, spéculation et crises bancaires", *Économie Internationale*, 85(1), pp. 3-36.
- Mouratidis, K.**, 2008. "Evaluating currency crises, a Bayesian Markov switching approach", *Journal of Macroeconomics*, 30(4), pp. 1688-1711.
- Park, Y.C. et C.-Y. Song**, 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](http://www1.worldbank.org/economicpolicy/managing%20volatility/contagion/documents/Park-Song.pdf).
- Ratti, R.A. et J. Seo**, 2003. "Multiple equilibria and currency crisis, evidence for Korea", *Journal of International Money and Finance*, 22, pp. 681-696.
- Svensson, L.**, 1993. "Assessing target zone credibility, Mean reversion and devaluation expectations in the ERM 1979-92", *European Economic Review*, 37, pp. 763-802.
- Tronzano, M., Z. Psaradakis et M. Sola**, 2003. "Target zone credibility and economic fundamentals", *Economic Modelling*, 20, pp. 791-807.
- Van Norden, S.**, 1996. "Regime switching as a test for exchange rate bubbles", *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 219-251.

ANNEXE

**TABLEAU 2. RESULTATS DES RE-ESTIMATIONS DE L'EQUATION 1 AVEC PFT ET PVT**

	Taux de change réel		Taux de chômage	
	PFT	PVT	PFT	PVT
$\gamma_0$	16,374 (3,709**)	16,150 (3,870**)	-9,367 (-5,059**)	-9,421 (-5,061**)
$\gamma_1$	27,531 (5,196**)	27,383 (5,365**)	2,549 (3,185**)	2,493 (3,04**)
<b>TCR</b>	-4,105 (-2,057**)	-4,0001 (-2,126**)		
<b>CHOM</b>			6,425 (7,908**)	6,4936 (7,718**)
$\sigma^2$	4,06	4,028	4,818	4,858
<b>q<sub>1</sub></b>		3,189 (0,594)		-0,730 (-0,209)
<b>q<sub>2</sub></b>		9,118 (0,708)		-0,570 (-0,113)
<b>p<sub>1</sub></b>		-1,086 (-0,320)		-0,474 (-1,076)
<b>p<sub>2</sub></b>		-0,525 (-0,226)		0,249 (0,322)
<b>p<sub>00</sub></b>	0,985		0,957	
<b>p<sub>11</sub></b>	0,826		0,987	
<b>p<sub>10</sub></b>	0,174		0,013	
<b>p<sub>01</sub></b>	0,015		0,043	
<b>Log (L)</b>	-158,019	-151,978	-162,163	-161,32
<b>Log (L) du modèle linéaire</b>	-177,958		-185,077	
<b>LR</b>	39,878** [0,000]	12,082**	45,828** [0,000]	1,686

**Notes :** CHOM représente de taux de chômage.

TCR représente le taux de change réel.

Le chiffre entre [.] est le p-value de Davies.

Les chiffres entre parenthèses sont des t de Student.

Une étoile (deux étoiles) signifie(nt) la significativité statistique à un seuil de 10 % (5 %).