

PANOECONOMICUS, 2007, 3, str. 271-301

UDC 339.74(100-773)

ORIGINAL SCIENTIFIC PAPER

Volatilité des chocs et degré de flexibilité du taux de change

Jean-Pierre Allegret, Mohamed Ayadi et Leila Haouaoui*

Volatility of Shocks and Degree of Exchange Rate Flexibility

Summary: During the 90s emerging markets have been hit by recurrent exchange rate crises. Almost all these countries shared a common characteristic: they adopted in previous years soft pegs, the so-called intermediate exchange rate regimes. International institutions and academic economists interpreted this intrinsic fragility of soft pegs as a consequence of the increasing international capital mobility. From this perspective, the exchange-rate regime is seen as constrained by the monetary policy trilemma, which imposes a stark trade-off among exchange stability, monetary independence, and capital market openness. Soft pegs seem incompatible with international financial integration. As a result, a new consensus appeared: the choice of domestic authorities is limited to corner solutions: hard pegs on the one side; independent floating on the other side. This paper proposes a contribution to the analysis of exchange rate regimes choice by emerging markets. The new consensus is questioned by considering that emerging countries are confronted not in the choice between extreme solutions, but rather with the choice of the degree of fixity –or the degree of flexibility- of the exchange rate.

Key words: Emerging markets, Intermediate exchange rate regimes, Corner solutions, Macroeconomic shocks, Optimal flexibility of exchange rate.

JEL: F33, F41

Introduction

Depuis 1994, les marchés émergents ont subi une succession de crises de change (Mexique, 1994 ; Thaïlande, Indonésie et Corée du Sud, 1997 ; Russie et Brésil, 1998 ; Argentine et Turquie, 2000 ; Turquie, 2001 ; Argentine, 2002). Une caractéristique commune de ces crises est qu'elles ont frappé des pays qui avaient choisi des stratégies d'ancrage nominal fondé sur le taux de change. Il est apparu au contraire que les pays émergents sans ancrage sur le change avaient pu échapper à la contagion des crises de changes. Ce fut notamment le

* Groupe d'Analyse et de Théorie Economique (UMR 5824 CNRS, Universités Lyon 2 et Lyon 1, ENS-LSH): allegret@gate.cnrs.fr (Jean-Pierre Allegret) Institut Supérieur de Gestion, Université de Tunis III : ayadimed2001@yahoo.fr (Mohamed Ayadi) ; khouni.leila@neuf.fr (Leila Haouaoui Khouni). *Received:* 7 September 2007.

cas de l'Afrique du Sud et du Mexique en 1998. De cette succession de crises s'est dégagée le consensus selon lequel les régimes de change intermédiaires¹ ne pouvaient constituer une politique crédible. Ce nouveau consensus repose sur la reconnaissance des solutions en coin – les caisses d'émission (*currency board*) et le flottement – comme seules solutions soutenables dans le nouvel environnement monétaire international marqué par la mobilité des capitaux. L.H. Summers (2000) considère ainsi que « ...*the choice of appropriate exchange rate regime [...] increasingly means a move away from the middle ground of pegged but adjustable fixed exchange rates towards the two corner regimes of either flexible exchange rates or a fixed exchange rate...* ». Certains rapports consacrés à la nouvelle architecture du système financier international suggèrent même que le Fonds Monétaire International serait bien avisé de refuser toute aide financière à des pays utilisant des régimes de change intermédiaires : les solutions en coin deviendraient alors partie intégrante des programmes du FMI². Les travaux empiriques corroborent cette vision selon laquelle les régimes intermédiaires seraient intrinsèquement fragiles. Dans une étude portant sur des pays d'Amérique Latine et des Caraïbes au cours de la période 1957-1990, M. Klein et N. Marion (1997) ont montré que la durée moyenne de l'ancrage est de 10 mois. Il apparaît aussi qu'un tiers de ces ancrages a été abandonné après 7 mois ; plus de la moitié le sont au bout d'un an. En outre, les stratégies de sortie des régimes intermédiaires se révèlent difficiles à mettre en œuvre et souvent coûteuses³.

S. Fischer (2001) montre, à partir des données du FMI relatives à l'évolution des régimes de change entre 1991 et 1999, que les économies émergentes semblent avoir tiré les leçons de ces crises. Il distingue trois principaux types de régimes de change : (i) l'ancrage dur qui regroupe les pays sans monnaie indépendante et les caisses d'émission ; (ii) les régimes intermédiaires dans lesquels on trouve les ancrages fixes traditionnels, les régimes à bandes horizontales et les différents systèmes de parités glissantes ; (iii) le flottement qui fait référence au flottement géré sans parité centrale prédéfinie et au flottement libre. Sur la base de cette distinction, on observe un net mouvement des régimes de change vers les solutions en coin : 48 % ont choisi le flottement en 1999 contre 30 % en 1991 ; 9 % ont adopté des ancrages durs contre 6 % auparavant. La part des régimes intermédiaires est passée de 64 % en 1991 à 42 % en 1999.

En fait, S. Fischer nous semble donner une image exagérée du choix en faveur des solutions en coin. D'une part, en suivant en cela J. Williamson (2000), le flottement dirigé s'apparente davantage à un régime de change

¹. Nous empruntons l'expression de « régimes de change intermédiaires » à J. Williamson (1998b et 2000).

². Voir notamment : Council on Foreign Relations (1999) et Commission Meltzer (2000).

³. Sur ce point, voir B. Eichengreen, P. Masson, H. Bredenkamp, B. Johnston, J. Hamann, E. Jadresic et I. Otker (1998) ; B. Eichengreen, P. Masson, M. Savastano et S. Sharna (1999).

intermédiaire qu'à un régime de flottement. D'autre part, un certain nombre d'études empiriques – fondées sur les régimes de change effectivement pratiqués par les pays (les régimes dits *de facto*) – suggèrent que les régimes intermédiaires perdurent. Dans cette perspective, afin d'identifier les régimes de change *de facto*, E.L. Yeyati et F. Sturzenegger (2005) considèrent l'évolution de trois variables : (i) la volatilité du taux de change nominal (VC), (ii) la volatilité de la variation du taux de change (VVC) et (iii) la volatilité des réserves de change (VR). Sur l'ensemble des pays membres du FMI et pour la période 1990-1998, les résultats obtenus par les deux auteurs montrent l'absence de tendance claire vers les solutions en coin.

Utilisant la méthode des moments généralisés, A. Bénassy-Quéré et B. Coeuré (2000) estiment la stabilité du taux de change effectif d'un certain nombre de monnaies par rapport aux trois principales devises susceptibles de servir d'ancrage. Les résultats de leur étude présentés dans le tableau 1 ne confirment pas l'accroissement du poids des régimes de changes flexibles⁴. En effet, de nombreux pays choisissent d'accrocher leur monnaie à une devise. Ainsi, la moitié des pays membres du FMI ont leur monnaie de fait ancré sur le dollar alors que les régimes de change déclarés suggèrent que cette proportion est de 15 %. Surtout, la crise asiatique ne semble pas avoir modifié de manière significative la situation.

P. Masson (2000) considère quant à lui que les régimes de change ne sont pas nécessairement stables au cours du temps. On observe ainsi pour chaque économie l'alternance de différents régimes de change en fonction de l'évolution des objectifs des autorités. La transition entre les régimes de change est représentée comme un processus stochastique qui suit une chaîne de Markov. Avec une telle approche, P. Masson confirme que l'hypothèse de la prééminence des solutions en coin n'est pas vérifiée empiriquement.

En outre, R. Hausmann et alii (1999) ainsi que G. Calvo et C.M. Reinhart (2001 et 2002) ont montré que les économies émergentes ont une réticence à utiliser les degrés de liberté liés aux changes flottants.

L'étude de R. Hausmann et alii porte sur l'expérience de quelques pays d'Amérique Latine au cours des années 90⁵. Trois principaux enseignements émergent de cette étude. Tout d'abord, il apparaît que les expériences de décrochage de la monnaie domestique dans le MCE et en Amérique Latine offrent des enseignements très différents. Ainsi, dans les pays du MCE, la dépréciation monétaire s'est accompagnée d'une baisse des taux d'intérêt, d'une absence de pressions inflationnistes significatives et d'une croissance de la production. Au contraire, les dépréciations en Amérique Latine ont été suivies d'une hausse des taux d'intérêt, d'une croissance de l'inflation et d'une

⁴. Les tableaux et graphiques sont regroupés en annexe.

⁵. L'étude porte sur 11 pays et trois périodes (mai – novembre 1997, contagion asiatique ; décembre 1997 – juillet 1998, chute des termes de l'échange ; juillet 1998 – octobre 1998, crise russe).

contraction de la production. Ensuite, le comportement des autorités révèle une forte préférence pour de faibles variations du taux de change. Par exemple, en dépit des crises financières, les autorités ont peu recouru à la flexibilité des changes en ce sens que les dépréciations nominales ont compensé l'écart d'inflation sans entraîner de dépréciation en termes réels. Les auteurs observent aussi que les taux d'intérêt ont moins varié dans les pays à régime de change fixe (Argentine, Panama). Enfin, la flexibilité est associée à des observations contre-intuitives, notamment le fait que la politique monétaire a une faible fonction de stabilisation, étant elle-même pro-cyclique.

De leur côté, G. Calvo et C.M. Reinhart (2001 et 2002)⁶ montrent que les taux de change dans les marchés émergents sont plus stables que ceux des pays du G-3. Surtout, on n'observe pas de différence significative selon le régime de change. En contrepartie, les réserves officielles et les taux d'intérêt ont une volatilité plus élevée. Il existe ce que les auteurs appellent la « peur du flottement » (*fear of floating*) lié au fait que les dépréciations monétaires n'ont pas les mêmes effets dans les marchés émergents que dans les pays développés. Il apparaît ainsi que les pays émergents sont confrontés, non pas au choix d'une des deux solutions en coin, mais plutôt au choix du degré de rigidité – ou de flottement – du taux de change. La suite de cette contribution approfondit cette question. L'objectif ne porte pas sur la question du choix du régime de change, il est de s'interroger sur le degré de flexibilité optimale du taux de change nominal⁷. Nous utilisons ici la méthodologie proposée par J.A. Frenkel et J. Aizenman, tout en nous démarquant sur deux points. D'une part, nous intégrons dans l'analyse un choc financier international destiné à tenir compte du processus d'intégration financière suivie par de nombreuses économies émergentes depuis la fin des années 80. Il s'agit d'estimer l'influence relative des variables financières internationales sur le choix du régime de change, *i.e.* sur le degré de flottement optimal du taux de change. Dans leur article initial, J.A. Frenkel et J. Aizenman ne prenaient en compte que des chocs réels et monétaires. D'autre part, au lieu de présenter des simulations comme l'ont fait les deux auteurs, nous proposons une estimation empirique des paramètres de ce modèle.

La première partie présente le modèle théorique. La seconde partie analyse les estimations économétriques.

1. Modélisation du flottement optimal du taux de change

J.A. Frenkel et J. Aizenman (1982) ont posé le problème du choix du régime de change en termes de recherche du *degré optimal de flexibilité du taux de change*.

⁶. L'échantillon est composé de 39 pays au cours de la période 1970-1 – 1999-11).

⁷. Sur les autres aspects des régimes intermédiaires, voir les deux études déjà citées de J. Williamson.

La question est de déterminer l'arbitrage optimal (« *optimal mix* ») entre les régimes de change fixe et flexible. Selon les deux auteurs, il existe un large éventail de régimes de change flexible susceptible de rendre compte des divers degrés d'intervention des autorités sur le marché de change. Plus précisément, le coefficient γ estimé par les auteurs peut s'apparenter à la gestion optimale (« *optimal management* ») de la monnaie domestique sur le marché des changes. En ce sens, il s'agit bien de déterminer les variables susceptibles d'influencer le comportement des autorités sur ce marché⁸. La gestion optimale du taux de change est fonction de la variance et de la covariance des chocs stochastiques qui affectent l'économie domestique.

Nous utilisons ici la méthodologie proposée par J.A. Frenkel et J. Aizenman, tout en nous démarquant sur deux points. D'une part, nous intégrons dans l'analyse un choc financier international destiné à tenir compte du processus d'intégration financière suivie par de nombreuses économies émergentes depuis la fin des années 80 (2.1). Ce qui nous amène à estimer, séparément l'influence relative des variables réelles, monétaires et financières internationales sur le choix du régime de change, *i.e.* sur le degré de flottement optimal du taux de change. D'autre part, au lieu de présenter des simulations comme l'ont fait les deux auteurs, nous proposons une estimation empirique de certains paramètres de ce modèle.

On suppose une économie de petite taille sujette à divers types de chocs : (i) réels, (ii) monétaires et (iii) externes (choc de prix et choc financier). Ces chocs sont répétitifs et non corrélés entre eux. La caractéristique fondamentale du modèle est une spécification de la structure stochastique de l'économie qui s'ajoute à la relation macroéconomique. Cette structure apparaît au niveau de l'écriture des équilibres sur les différents marchés sous forme d'écart aléatoire par rapport aux situations d'équilibre de long terme.

1.1 Les chocs

a) Le choc réel

La fonction d'offre retenue est une spécification à la Lucas :

$$Y_t = y \left(\frac{P_t}{E_{t-1} P_t} \right)^h e^{\mu} \quad \text{où } \mu \sim N(-\sigma_{\mu}^2/2, \sigma_{\mu}^2) \quad (1)$$

avec Y_t l'offre de biens, y le revenu permanent, P_t le niveau des prix, $E_{t-1} P_t$ le niveau des prix anticipés pour t étant donné l'information de $t-1$, h l'élasticité

⁸. C'est aussi l'interprétation de D.N. Weymark (1997) qui cherche à donner un contenu empirique à ce coefficient du point de vue de l'intervention sur le marché des changes..

d'offre par rapport au ratio des prix observés à ceux anticipés et μ le *choc stochastique réel* dont la variance est σ_{μ}^2 et la moyenne est $-\sigma_{\mu}^2/2$ de sorte que $E(Y_t) = y$.

b) *Le choc monétaire*

$$\log L_t = \log k + \log P_t + \log Y_t - \phi i_t + \varepsilon \quad \text{où } \varepsilon \sim N(-\sigma_{\varepsilon}^2/2, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (2)$$

avec L_t la demande de monnaie nominale d'équilibre de long terme, k une constante représentant le ratio désiré de monnaie par rapport au revenu, P_t le niveau général des prix domestiques, i_t le taux d'intérêt domestique et ε les perturbations au niveau de la demande de monnaie.

c) *Les chocs externes :*

Ces chocs portent d'une part, sur les prix et, d'autre part, sur les taux d'intérêt.

Les chocs sur les prix

$$\log P_t^* = \log p^* + \chi_1 \quad \text{où } \chi_1 \sim N(-\sigma_{\chi_1}^2/2, \sigma_{\chi_1}^2) \quad (3)$$

avec P_t^* le niveau général des prix externe et p^* son niveau permanent. χ_1 exprime le choc dû à la variabilité des prix externes par rapport à leur niveau permanent.

Les prix domestiques sont reliés aux prix externes par la parité des pouvoirs d'achat (PPA). L'écart stochastique par rapport à la PPA est χ_2 .

$$\log P_t = \log S_t + \log P_t^* + \chi_2 \quad \text{où } \chi_2 \sim N(-\sigma_{\chi_2}^2/2, \sigma_{\chi_2}^2) \quad (4)$$

avec S_t le taux de change défini comme le prix de la monnaie étrangère en termes de monnaie domestique.

A partir de (3) et (4) nous avons :

$$\log P_t = \log S_t + \log p^* + \chi \quad (4')$$

Ainsi, au niveau des prix nous avons deux types de chocs qui s'ajoutent :

$$\chi = \chi_1 + \chi_2$$

Le choc sur les taux d'intérêt

$$i_t^* = \bar{i}^* + \varphi_1 \quad (5)$$

avec i_t^* , le niveau du taux d'intérêt étranger et \bar{i}^* , son niveau permanent.

Le taux d'intérêt domestique est relié au taux d'intérêt étranger par la parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC). L'écart par rapport à la PTINC est la prime de risque notée φ_2 .

$$i_t = i_t^* + \frac{S_{t+1}^a - S_t}{S_t} + \varphi_2 \quad (6)$$

A partir des équations (5) et (6), nous avons :

$$\bar{i} = \bar{i}^* + \frac{S_{t+1}^a - S_t}{S_t} + \varphi \quad (6')$$

Ainsi, au niveau des taux d'intérêt nous avons deux types de chocs qui s'ajoutent : $\varphi = \varphi_1 + \varphi_2$

On pose :

$$-s = \log E(S_{t+1}) - \log S_t = \frac{S_{t+1}^a - S_t}{S_t}$$

alors

$$\bar{i} = \bar{i}^* - s + \varphi \quad (6'')$$

1.2 Définition du coefficient de flottement

A partir de (1), et en remplaçant P_t par sa valeur donnée par l'équation (4'), il vient que $\frac{E}{t-1} P_t = S_{t-1} P_{t-1}^*$.

Le deuxième terme de cette équation correspond à la partie estimée de l'équation (4'). Il s'agit plus précisément de la simulation de P_t sachant S_{t-1} et P_{t-1}^* .

Ainsi, en remplaçant P_t et $\frac{E}{t-1} P_t$ par leur valeur, l'équation (1) s'écrit :

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{Y_t}{y}\right) &= h \left[\log\left(S_t P_t^* e^\chi\right) - \log\left(S_{t-1} P_{t-1}^*\right) \right] + \mu \\ &= h \left[\log\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) + \log\left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}\right) + \chi \right] + \mu \end{aligned}$$

On suppose que $p_t^* = P_{t-1}^*$ c'est-à-dire que le niveau de long terme des prix étrangers reste constant. On note $\hat{S}_t = \log S_t - \log S_{t-1} = \log \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)$

d'où :

$$\log \left(\frac{Y_t}{y} \right) = h (\hat{S}_t + \chi) + \mu \Leftrightarrow \frac{Y_t}{y} = e^{h (\hat{S}_t + \chi) + \mu} \quad (1'')$$

En utilisant l'approximation de Taylor de second ordre on obtient :

$$Y_t \cong y (1 + h (\hat{S}_t + \chi) + \mu) \quad (1''')$$

En remplaçant les relations (1''), (4') et (6'') dans (2), la demande de monnaie de long terme s'écrit :

$$\log L_t = \log k + \log p^* + \log S_t + \log y + \mu + \varepsilon + (1 + h) \chi + h \hat{S}_t - \phi (\bar{i}^* + \varphi - s) \quad (2')$$

On note

$$-\phi \varphi = \tilde{\varphi} ; \phi s = \tilde{s} ,$$

et il vient :

$$\log L_t = \log k e^{-\phi \bar{i}^*} + \log p^* + \log S_t + \log y + h \hat{S}_t + (\mu + \varepsilon + (1 + h) \chi + \tilde{s} + \tilde{\varphi}) \quad (2'')$$

Cette écriture permettra de faire apparaître les instruments de politique économique en fonction de la nature du régime de change.

On considère que le flux de demande de monnaie (ΔM_t^d) correspond à un processus d'ajustement de stock entre monnaie désirée de long terme et monnaie détenue :

$$\Delta M_t^d = \alpha (L - \bar{M}_t) \quad (7)$$

où α est la vitesse d'ajustement et \bar{M}_t la monnaie détenue en début de période.

En utilisant les équations (2'') et (7) nous pouvons distinguer les conditions d'équilibre selon la nature du régime de change.

a) Pour un régime de change flexible

Quand le taux de change est flexible, tout déséquilibre sur le marché de la monnaie est corrigé automatiquement par les variations du taux de change en vue de garantir l'égalité entre l'offre et la demande de monnaie.

Le taux de change d'équilibre s'écrit :

$$\log S_t = \log \bar{M}_t - \log \tilde{k} + \log p_t^* + \log y - (\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + h\hat{S}_t + \tilde{s} + \tilde{\varphi}) \quad (8)$$

En prenant la variation relative de S_t , on peut écrire :

$$\log S_t - \log S_{t-1} = \log \left(\frac{\bar{M}_t}{\tilde{k} S_{t-1} P^* y} \right) - (\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + h\hat{S}_t + \tilde{s} + \tilde{\varphi})$$

$$\Leftrightarrow \log S_t - \log S_{t-1} = \frac{1}{(1+h)} \left[\log \left(\frac{\bar{M}_t}{\tilde{k} S_{t-1} P^* y} \right) - (\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + \tilde{s} + \tilde{\varphi}) \right] \quad (8')$$

b) Pour un régime de change fixe

Dans ce cas, le taux de change ne varie pas pour corriger les déséquilibres du marché monétaire. Celui-ci s'équilibre par le biais des variations de l'offre de monnaie, le taux de change étant alors exogène. Nous aurons:

$$\log S_t - \log S_{t-1} = 0 \quad (9)$$

c) Pour un régime de change intermédiaire

Partant des équations (8') et (9), une situation intermédiaire entre le fixe et le flexible, sera exprimée par:

$$\gamma = \frac{[\log S_t - \log S_{t-1}](1+h)}{\log \left(\frac{\bar{M}_t}{\tilde{k} S_{t-1} P^* y} \right) - (\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + \tilde{s} + \tilde{\varphi})} \quad (10)$$

γ peut prendre toutes les valeurs comprises entre zéro et un pour indiquer une combinaison de régimes de change entre le fixe et le flottant pur. γ peut indiquer le niveau du déséquilibre du marché de la monnaie censé être corrigé par les variations du taux de change. Il joue le rôle d'un coefficient du flottement géré.

Pour un γ égal à zéro, nous aurons un régime de change fixe alors que pour un γ égal à l'unité, le régime de change est flexible.

A partir de l'équation (10), le taux de change courant s'écrira :

$$\log S_t = \left[\log S_{t-1} \right]^{\frac{1-\gamma}{1+h}} + \log \left(\frac{\bar{M}_t}{\tilde{k} P^*_y} \right)^{\frac{\gamma}{1+h}} \times \frac{\gamma}{(1+h)} (\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + \tilde{s} + \tilde{\varphi}) \quad (11)$$

1.3 La fonction objectif

Nous adoptons ici la fonction objectif de J.A. Frenkel et A. Aizenman (1982). Nous minimisons ainsi par rapport au coefficient γ la volatilité de la distance entre la consommation c_t et le revenu anticipé $E(Y_t)$.

$$\text{Min H} = E (C_t - E(Y_t))^2 \quad (12)$$

$$\text{avec } E [C_t - E(Y_t)]^2 = E \left[Y_t - \frac{\Delta M_t}{P_t} - E(Y) \right]^2$$

Nous posons :

$$c_t = Y_t - \frac{\Delta M_t}{P_t} \quad (13)$$

où : $\Delta M_t/P_t$ représente la variation d'encaisses réelles.

$$\frac{\Delta M_t}{P_t} = \frac{\alpha(L - \bar{M}_t)}{P} \quad (14)$$

$$\text{Si on utilise l'équation (1) on obtient : } C_t = y \left(\frac{P_t}{E_{t-1} P_t} \right)^h e^{\mu} - \frac{\Delta M_t}{P_t}.$$

En outre, d'après (1''), on peut noter que

$$E(Y_t) = E \left(y e^h (\hat{S}_t + \chi) + \mu \right) = y e^{h\hat{S}_t}. \text{ En effet, par hypothèse}$$

$$E(\chi) = 0 \text{ et } E(\mu) = 0. \text{ Il vient donc}$$

$$C_t - E(Y_t) = y \left(\frac{P_t}{E_{t-1} P_t} \right)^h e^{\mu} - \frac{\Delta M_t}{P_t} - y e^{h\hat{S}_t}.$$

En développant, on obtient :

$$C_t - E(Y_t) = y \left[\exp \left\{ h \left(\log P_t - \log E_t P_t \right) \right\} e^\mu - \exp \{ h (\log S_t - \log S_{t-1}) \} \right] - \frac{1}{P_t} (M_t - M_{t-1}) \quad (15)$$

Il s'agira de minimiser cette fonction par rapport à γ .

On remarque que la fonction de perte apparaît comme tenant compte de trois objectifs :

- la minimisation de l'écart des prix : stabilité des prix ;
- la minimisation de l'offre de monnaie. ;
- la stabilité du taux de change.

Enfin, on suppose que les autorités monétaires font varier l'offre de monnaie en début de chaque période pour compenser les perturbations passées.

$$\log M_t = \log (S_{t-1} p^* y) + \delta \quad \text{où} \quad \delta \sim N(-\sigma_\delta^2/2, \sigma_\delta^2) \quad (16)$$

où δ exprime le choc relatif à l'offre de monnaie. Ainsi, le choc monétaire net sera $\varepsilon - \delta$. Notons qu'en réécrivant l'équation (11) sous sa forme en retard échelonné, nous pouvons montrer que $\log M_t$, dans l'équation (16) est fonction de tous les $\log M_{t-i}$ qui l'ont précédée justifiant ainsi l'aspect dynamique de notre fonction de demande de monnaie⁹.

En posant, θ le choc global et en considérant qu'en régime de taux de change flexible, la variation du taux de change permet de résorber tous les chocs. Dès lors :

$$\theta = \frac{\mu + \varepsilon + (1+h)\chi + \tilde{s} + \varphi - \delta}{1+h} = -\hat{S}_t$$

En situation de régime de change intermédiaire, on a : $-\hat{S}_t = \gamma\theta$.

L'équation (1''') de vient alors : $Y_t \cong y (1 + h (\chi - \gamma\theta) + \mu)$.

En utilisant une approximation de Taylor de second ordre et en remplaçant la consommation et le revenu par leur expression, l'écart entre la consommation et le revenu anticipé s'écrira :

⁹ Nous pouvons réécrire l'équation (11) sous la forme :

$$\log S_t = (1-\gamma) \log S_{t-1} + \gamma \log M_t + U_t \quad \text{où} \quad U_t = \log (1/kp^*y) - \gamma (\mu + \varepsilon + \chi + \varphi + s)$$

En remplaçant $\log S_{t-1}$ par sa valeur nous retrouvons :

$$\log S_t = (1-\gamma)^2 \log S_{t-2} + (1-\gamma) \gamma \log M_{t-1} + \gamma \log M_t + ((1-\gamma) U_{t-1} + U_t)$$

Puis en remplaçant chaque $\log S_{t-i}$, $i = 2, 3, 4, \dots$ par sa valeur nous aurons:

$$\log S_t = \gamma (\log M_t + (1-\gamma) \log M_{t-1} + (1-\gamma)^2 \log M_{t-2} + \dots) + (U_t + (1-\gamma) U_{t-1} + (1-\gamma)^2 U_{t-2} + \dots)$$

En remplaçant $\log S_{t-1}$ par ça valeur dans l'équation (16) nous arriverons à exprimer $\log M_t$ en fonction de tous les M_{t-i} pour $i = 1, 2, 3, \dots$

$$C_t - E(Y_t) \cong [\mu + h \chi - \{(1 - \gamma) \alpha \tilde{k} + \gamma h\} \theta] y \quad (17)$$

1.4 La détermination du degré de flottement optimal γ^*

Notons que le terme $(\mu + h \chi) - (\alpha \tilde{k}(1 - \gamma) + \gamma h) \theta$ peut être considéré comme le résidu d'une régression de $(\mu + h \chi)$ sur θ et le terme $[\alpha \tilde{k}(1 - \gamma) + \gamma h]$ serait le coefficient de la régression. Par conséquent la minimisation de H est équivalente à la régression par les moindres carrés ordinaires de $(\mu + h \chi)$ sur θ et le γ^* est le paramètre qui minimise la somme des carrés des écarts entre $(\mu + h \chi)$ et $(\alpha \tilde{k}(1 - \gamma) + \gamma h) \theta$.

$$\begin{aligned} \text{Ainsi } (1 - \gamma^*) \alpha \tilde{k} + \gamma^* h &= \frac{\text{cov}[(\mu + h \chi), \theta]}{\text{var} \theta} = b \\ \Rightarrow (1 - \gamma^*) (\alpha \tilde{k}) + \gamma^* h &= b & \Leftrightarrow (1 - \gamma^*) \alpha \tilde{k} - h(1 - \gamma^*) &= b - h \\ & & \gamma^* &= 1 - \frac{b - h}{\alpha \tilde{k} - h} \end{aligned} \quad (18)$$

Quand tous les chocs sont indépendants les uns des autres, le degré de flottement optimal devient :

$$\gamma^* = 1 - \left(\frac{1}{\alpha \tilde{k} - h} \right) \left(\frac{\sigma_\mu^2 + h \sigma_\chi^2}{\sigma_\mu^2 + h \sigma_\chi^2 + \sigma_{\tilde{\phi} + \tilde{s}}^2 + \sigma_{\chi + \varepsilon - \delta}^2} - h \right) \quad (19)$$

L'écriture de l'équation (19) permet de retenir les déterminants du degré optimal de flexibilité (rigidité) du taux de change. Il s'agit de $\alpha \tilde{k}$, h et de la variance des différents chocs, sachant que seule la somme des chocs (θ) est directement observable à partir des variations observées du taux de change nominal.

a) Les régimes extrêmes

Quand les chocs réels sont nuls, soit $\sigma_\mu^2 = 0$ et $h = 0$, l'économie ne fait face qu'à des chocs monétaire et/ou financier. La flexibilité sera alors le régime de change optimal puisque $\gamma^* = 1$.

Le cas contraire est de supposer que les chocs sont uniquement réels. Dans ce cas, la fixité devient la solution optimale. En effet à partir de (19), nous avons : $\gamma^* = 1 - \frac{1-h}{\alpha\tilde{k}-h}$ ¹⁰.

b) Les régimes intermédiaires

En général, l'économie ne se trouve pas confrontée à un seul type de choc, mais à une conjugaison de chocs de diverses natures. Dès lors, le régime optimal ne peut être une des solutions en coin, mais plutôt une situation intermédiaire.

Une analyse de la sensibilité de γ^* par rapport à ses arguments (équation 19) permet de montrer que le degré de flexibilité dépend des caractéristiques des chocs et de la relation entre αk et h .

Pour $\alpha k > h$, la probabilité d'adoption d'un régime de change fixe est une fonction croissante de la variance des chocs réels puisque $\frac{\partial \gamma^*}{\partial \sigma_{\mu}^2} < 0$. On peut en effet admettre aisément ce type de raisonnement pour les pays de petite taille ayant des marchés financiers incomplets. En effet ces pays ont des schémas de production concentrés contrairement aux pays de petites tailles pour lesquels la production est plus diversifiée.

En outre, l'équation (19) montre que :

$$\frac{\partial \gamma^*}{\partial \sigma_{(\chi+\varepsilon-\delta)}^2} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \gamma^*}{\partial \sigma_{(\tilde{\varphi}+\tilde{s})}^2} > 0$$

Ainsi, quand la variance des chocs monétaire et/ou financier est élevée, le pays préfère opter pour une plus grande flexibilité.

Pour $\alpha k < h$ la sensibilité de γ^* par rapport aux différents chocs sera inversée.

Cependant, il faut noter que ce qui est important dans la détermination du degré optimal de flexibilité n'est pas la variance absolue d'un choc donné mais plutôt son importance relative par rapport à l'ensemble des chocs.

¹⁰ Si on considère que $\alpha\tilde{k}$ représente la propension marginale à épargner le revenu transitoire, γ^* tendra toujours à être égal à zéro. En effet pour $\alpha\tilde{k} = 1$, ce qui représente l'hypothèse du revenu permanent, $\gamma^* = 0$ et pour $\alpha\tilde{k} < 1$, on considère $\gamma^* = 0$ puisque γ^* négatif n'a pas de sens.

2. Essai d'analyse empirique du coefficient de flottement optimal du taux de change

L'objet de cette partie empirique est d'estimer l'élasticité output, la fonction de demande de monnaie et les différents types de chocs en vue de dégager le degré optimal de flexibilité du taux de change. Pour ce faire nous avons choisi de procéder à deux types d'analyses. Une première, utilisant des données trimestrielles, permet de retracer des variabilités intra annuelles, et une seconde sur données annuelles retrace des variabilités inter annuelles.

Nous avons utilisé des données trimestrielles et annuelles sur la période 1980-1998 à partir des *International Financial Statistics* du FMI. Les séries utilisées sont : le produit intérieur brut (PIB) nominal, le déflateur du PIB, l'IPC, le revenu national brut (RNB), le taux de change nominal bilatéral vis à vis du dollar des Etats-Unis, les agrégats monétaires M1 et M2, le taux d'intérêt domestique à court terme et le taux d'intérêt (bons du trésor) des Etats-Unis.

2.1 Procédure d'estimation des paramètres du modèle

Nous avons cherché à estimer les différents paramètres qui permettent d'évaluer γ^* , défini par l'équation (19).

a) calcul du choc réel

Le choc réel est calculé à partir de l'équation (1) :

$$\mu + h\chi = \log(\text{PIBRéel}) - \log(\text{Revenu permanent}).$$

Le revenu permanent (y) est estimé en utilisant la relation suivante :

$$\text{Revenu Permanent} = 1/3 [\text{RNBR}_t + \text{RNBR}_{t+1} + \text{RNBR}_{t+2}].$$

b) L'estimation de l'élasticité output h

L'estimation du paramètre h s'effectue à partir de l'équation (1) de notre

modèle : $Y_t = y \left(\frac{P_t}{E_{t-1} P_t} \right)^h + \mu$. En utilisant l'équation selon laquelle

$P_t = S_t P_t^* e^{\chi}$, nous obtenons : $E_{t-1} P_t = S_{t-1} P_{t-1}^*$, et donc $Y_t = y \left(\frac{P_t}{S_t P_t^*} \right)^h + \mu$. En

$$\log, \text{ il vient } \log \left(\frac{Y_t}{y} \right) = h \log \left(\frac{P_t}{S_{t-1} P_{t-1}^*} \right) + \mu$$

Nous estimons cette relation par les moindres carrés ordinaires en imposant l'hypothèse d'absence de la constante.

c) Estimation des paramètres de la fonction de demande de monnaie

Afin de définir notre fonction de demande de monnaie de court terme, nous partons de l'équation (7) que nous exprimons sous la forme :

$$\Delta \log(M^d/P)_t = \alpha(\log L - \log M_t)/P$$

Sachant que l'offre de monnaie est égale à la quantité de monnaie détenue à la période précédente, il vient :

$$\log(M^d/P)_t - \log(M^d/P)_{t-1} = \alpha(\log(L/P)_t - \log(M^d/P)_{t-1})$$

En remplaçant $(\log(L/P)_t)$ par sa valeur définie par l'équation (2), on peut alors écrire la fonction de demande de monnaie de court terme en fonction de variables observables :

$$\log(M^d/P)_t = \alpha[\log k + \log Y_t - \phi i_t] + (1-\alpha)\log(M^d/P)_{t-1} + \nu$$

où ν est un terme résiduel.

Pour estimer les paramètres de cette équation nous avons utilisé sa forme réduite :

$$\log(M^d/P)_t = b_0 + b_1 \log Y_t + b_2 i_t + b_3 \log(M^d/P)_{t-1} + \nu \quad (20)$$

$$\text{avec } b_0 = \alpha \log k; b_1 = \alpha; b_2 = -\alpha \phi \text{ et } b_3 = (1-\alpha) \quad (21)$$

En utilisant les moindres carrés contraints ($b_1 + b_3 = 1$), nous pouvons estimer les paramètres de cette équation.

d) Calcul de la variance du choc financier international σ_ψ^2

D'après les équations (6) et (6') nous pouvons approximer la série $\psi = \tilde{\varphi} - \tilde{s}$ en prenant la différence entre i_t et \bar{i}^* . A partir de cette série nous calculons la variance empirique du choc financier international σ_ψ^2 .

e) Calcul de la variance du choc monétaire net σ_λ^2

Le choc monétaire net est déduit d'une manière résiduelle : $\lambda = \theta - \mu - h\chi - \psi$. Cette série est utilisée pour évaluer la variance du choc monétaire net σ_λ^2 .

f) *Calcul de γ^**

Nous avons calculé différentes valeurs de γ^* en utilisant l'équation (19) dont les paramètres ont été précédemment défini¹¹. Les valeurs de γ^* varient

- d'une année à l'autre pour le cas des données trimestrielles,
- d'une période à l'autre pour le cas de données annuelles,
- selon des périodes mobiles également sur données annuelles.

Pour tous ces calculs, nous avons supposé que seuls les paramètres de la fonction de demande de monnaie sont constants dans le temps alors que les chocs et le degré de flottement optimal seront variables.

Finalement pour comparer l'importance des différents chocs respectifs sur l'évolution de γ^* , nous avons calculé leur part relative dans l'ensemble des chocs.

2.2. *Les résultats de l'estimation*

2.2.1 *résultats préliminaires*

a) *L'élasticité output : h*

Les estimateurs de h sont repris dans le tableau (2a), la plupart sont significatifs et ont le signe négatif prévu par les prédictions théoriques.

b) *la fonction de demande de monnaie de court terme*

Nous limitons la présentation de ces estimations sur données trimestrielles dont les résultats sont présentés dans les tableaux (2b). Notons toutefois que, lors de nos estimations :

1. la restriction ($b_1 + b_3 = 1$) est généralement acceptée ;
2. la plupart des coefficients sont statistiquement significatifs ;
3. leur signe et leur amplitude sont conformes à l'intuition économique. L'effet du taux d'intérêt est de signe négatif. Les effets revenus sont positifs. La constante est négative¹².

2.2.2. *Analyse des degrés de flexibilité optimal.*

A) *Analyse intra-annuelle*

Concernant cette première approche, l'échantillon a été limité au nombre de pays émergents disposant de données trimestrielles (soit six pays). Le nombre d'observations varient entre 32 et 52 selon les pays. Les résultats de cette estimation ont été ensuite comparés aux outputs de l'indicateur de flexibilité

¹¹ Pour certains pays, les effets du taux d'intérêt sur la demande de monnaie sont non significatifs, ce qui donnerait lieu à des propensions marginales à épargner le revenu transitoire, négatifs ou nuls. Dans ce cas, nous avons imposé les valeurs de 0,5 ou 0,75 à la manière de Frenkel et Aizenman.

¹². Rappelons que $\log k < 0 \rightarrow 0 < k < 1$.

effective (FLT) de H. Poirson (2001)¹³ que nous utiliserons en tant que benchmark.

a) Evolution comparée du taux de flexibilité effective et du Gamma optimal

Si le FLT mesure le degré de flexibilité effective du taux de change nominal, le gamma optimal entend exprimer le degré de flexibilité optimal en fonction des chocs. L'évolution positive des deux indicateurs révèle un désir de plus en plus élevé de flexibilité, et leur baisse une tendance à plus de fixité. Dans les graphiques 2.1, l'évolution comparée des deux indicateurs (FLT et γ^*) fait apparaître une certaine similitude des tendances. Afin d'affiner cette comparaison, nous avons dans les graphiques 2.2 normalisé le FLT à un. D'une manière générale, il apparaît que les tendances des deux courbes ne sont pas contradictoires.

b) Importance relative des chocs réels et gamma optimal :

Avec les graphiques (3t), nous avons représenté uniquement la part relative du choc réel considérant celles des autres chocs comme le complément à un. L'allure de la courbe représentant l'évolution de γ^* en fonction des chocs réels confirme bien les prédictions du modèle théorique à savoir que pour faire face à des chocs réels, un pays a tendance à préférer davantage la fixité de son taux de change.

c) Importance relative des chocs réels et financiers et gamma optimal :

Nous rappelons que selon le modèle théorique, plus les chocs monétaires et/ou financiers sont importants plus le pays préfère la flexibilité et donc nous assisterons à une augmentation de gamma. En comparant la courbe supérieure des graphiques (4t) qui représente le cumul des deux chocs, à l'évolution de γ^* dans les graphiques (5t), on note l'évolution similaire de ces deux courbes ce qui confirme l'idée que le γ^* est corrélé positivement aux chocs monétaires et financiers. En outre, en comparant les deux aires des graphiques (4t), nous pouvons distinguer les chocs monétaires des chocs financiers. Cette distinction permet de classer les pays selon le type de choc subit et donnera une première idée sur les politiques économiques à mettre en œuvre pour une éventuelle gestion du taux de change.

B) Analyse inter-annuelle

Nous considérons ici l'ensemble de l'échantillon retenu sur la période 1980-1997. En suivant Rizzo (1996), diverses sous-périodes peuvent être distinguées qui correspondent à des moments clés de l'histoire des pays émergents analysés

¹³ Le taux de flexibilité effective (FLT) est défini comme étant le ratio de la dépréciation du taux de change nominal à la variation des réserves internationales normalisées par la base. Il varie de zéro à plus l'infini.

ici. Cette périodisation nous permet de dégager des γ^* par période pour les différents pays de l'échantillon. Nous avons retenu quatre sous-périodes :

- 1985-88 qui correspond à la période qui suit immédiatement la crise de la dette. Elle est donc particulièrement importante pour les pays émergents d'Amérique Latine et d'Afrique présents dans l'échantillon ;
- les deux sous-périodes 1989-92 et 1992-94 correspondent à des périodes intermédiaires ponctuées par des crises de change irrégulières ;
- la dernière sous-période, 1995-97, intègre les crises de changes apparues au Mexique et en Asie du Sud-Est.

Le tableau 3 présente le degré de flexibilité optimum des différents pays sur les différentes sous-périodes.

On peut en déduire un regroupement par groupe à partir d'un classement par ordre croissant de γ^* . En effet, on peut considérer que :

- le groupe 1 correspond à $0 < \gamma^* < 0,6$;
- Le groupe 2 correspond à $0,6 \leq \gamma^* < 0,9$;
- Le groupe 3 correspond à $0,9 \leq \gamma^* < 1$.

Le tableau 4 présente ce classement. Ainsi les pays du groupe 1 sont ceux où les autorités interviennent massivement sur le marché de change. En effet, on retrouve le Koweït et l'Argentine à partir de la troisième période suivit par d'autres pays d'Amérique Latine à la dernière période, alors que les pays du groupe 3 sont ceux qui optent pour le plus de flexibilité et nous avons les deux pays développés de notre échantillon à savoir la France et le Japon suivit de la Corée et de la Turquie.

C) Généralisation

Les résultats obtenus sur données trimestrielles, ont été généralisés sur données annuelles. Nous avons calculé des variances mobiles sur des périodes de trois années. Nous obtenons ainsi pour chaque pays des séries qui retracent l'évolution dans le temps de la variance des chocs réel, monétaire et financier. Ces séries ont été associées aux paramètres de la fonction de demande estimés sur données annuelles pour calculer des séries de γ^* pour les différents pays sur la période 1984-1998. Les résultats sont représentés par les graphiques (3a), (4a) et (5a) et suscitent le même commentaire que sur données trimestrielles.

Conclusion

Dans cette contribution, nous avons cherché à étendre le modèle de J.A. Frenkel et J. Aizenman (1982) en intégrant les chocs financiers internationaux. En effet, dans la recherche des régimes de change intermédiaires, il convient d'intégrer le

rôle désormais majeur de l'intégration financière internationale. Les premières estimations obtenues montrent l'influence des chocs financiers internationaux sur le degré de flexibilité optimale du taux de change. En outre, la séparation de l'effet de ce choc international apparaît indispensable pour une meilleure analyse des causes du degré de flexibilité du taux de change. Ces premiers résultats doivent être pris avec prudence compte tenu de la sensibilité du choix du régime de change aux fonctions objectifs retenues (M. Melvin, 1985). Ils suggèrent cependant que l'approche initiée par J. Aizenman et J.A. Frenkel est riche d'enseignements et peut être généralisée pour analyser le choix du régime de change dans les pays émergents. Rappelons que la littérature récente sur le choix du régime de change raisonne le plus souvent en termes d'alternative entre flexibilité et fixité. Or, la recherche d'un degré optimal de flottement nous semble constituer un pas important dans l'analyse des régimes de change intermédiaire qui demeurent encore pertinents en tant que choix stratégique si l'on tient des limites des solutions en coin.

Références

- Aizenman J. et Frenkel J.A. (1985), « Optimal wage indexation, foreign exchange intervention, and monetary policy », *The American Economic Review*, vol.75, n°3, p.402-423.
- Bénassy-Quéré A. et Coeuré B. (2000), « L'avenir des « petites » monnaies, solutions régionales contre solutions en coin », *Revue d'Economie Politique*, vol.110, 3, p.345-376.
- Calvo G. et Reinhart C.M. (2001), « Fixing for your life », in S. Collins et D. Rodrik (eds), *Brookings Trade Forum 2000*, Brookings Institution, Washington DC, p.1-39.
- Calvo G. et Reinhart C.M. (2002), « Fear of floating », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.117, n°2, mai, p.379-408.
- Commission Meltzer (2000), *International Financial Advisory Commission*, Mars, Washington DC.
- Council on Foreign Relations (1999), *Safeguarding prosperity in a global financial system : the future international financial architecture*, Washington DC.
- Eichengreen B., P. Masson, H. Bredenkamp, B. Johnston, J. Hamann, E. Jadresic et I. Otker (1998), *Exit strategies: policy options for countries seeking greater exchange rate flexibility*, IMF Occasional Paper, 168.
- Eichengreen B., P. Masson, M. Savastano et S. Sharna (1999), « Transition strategies and nominal anchors on the road to greater exchange rate flexibility », *Essays in International Finance*, 213, Princeton, NJ.
- Fischer S. (2001), « Exchange rate regimes : is the bipolar view correct ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol.15, n°2, p.3-24.
- Frenkel J.A. et J. Aizenman (1982), « Aspects of the optimal management of exchange rates », *Journal of International Economics*, 13, p.231-256.

- Hausmann R., Gavin M., Pages-Serra C. et Stein E. (1999), « Financial turmoil and the choice of exchange rate regime », *Inter-American Development Bank*, Working Paper n°400.
- Klein M. et N. Marion (1997), « Explaining the duration of exchange rate pegs », *Journal of Development Economics*, 54, Décembre, p.387-404.
- Masson P. (2000), « Exchange rate regime transition », *IMF Working Paper*, 134, Juillet.
- Melvin M. (1985), « The choice of an exchange rate system and macroeconomic stability », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol.17, n°4, Part 1, p.467-478.
- Poirson H. (2001), « How do countries choose their exchange rate regime ? », *IMF Working Paper*, 46, Avril.
- Rizzo J.M. (1996), « Les déterminants du choix d'un régime de change dans les pays en développement : une analyse économétrique », Communication aux XIII^{èmes} Journées Internationales d'Economies Monétaire et Bancaire, 6-7 Juin, Aix-en-Provence.
- Summers L.H. (2000), « International financial crises: causes, prevention, and cures », *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 90, 2, mai, p.1-13.
- Velasco A. (2000), « Exchange-rate policies for developing countries : what have we learned ? What do we still not know ? », *G-24 Discussion Paper Series*, n°5, June, www.ksg.harvard.edu/rodrik/G24Papers.htm.
- Weymark D.N. (1997), « Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy », *Journal of International Money and Finance*, vol.16, n°1, p.55-79.
- Williamson (1998a), « Crawling bands or monitoring bands : how to manage exchange rates in a world of capital mobility », [ww.iie.com/ifwills2.htm](http://www.iie.com/ifwills2.htm).
- Williamson J. (1998b), « Are intermediate regimes vanishing ? », Conference on exchange rate regimes in emerging-market economies, ADBI, CEPII et KIIIEP, Tokyo, Décembre, www.iie.com/staff/willguid.htm.
- Williamson J. (2000), *Exchange rate regimes for emerging markets: reviving the intermediate option*, Policy Analysis in International Economics, 60, septembre, Institute for International Economics.
- Yeyati E.L. et Sturzenegger (2005), « Classifying exchange rate regimes : deeds vs words », *European Economic Review*, Vol. 49, n°6, p1603-1635.

Annexes

Tableau 1. Régimes de change *de facto*

En % sur 107 monnaies	Avril 95 – Juin 97	Octobre 98 – Décembre 99
Ancrage unitaire sur une monnaie		
dollar US	50,6	49,5
euro	10,3	10,3
yen	0,9	0,0
Ancrage partiel sur une monnaie		
dollar US	12,1	6,5
euro	0,9	1,9
yen	0,0	0,9
Ancrage sur un panier	20,5	27,1
Flottement libre	4,7	3,7

Source: A. Bénassy-Quéré et B. Coeuré (2000), p.354.

Tableau 2a. Estimateurs des coefficients des élasticités de l'output *h*

Pays	estimation de <i>h</i>	
	Valeur du coefficient	t-student
Corée	-0.34577E-02	-13.31
Philippine	0.17878E-02	1.392
Equateur	-0.78374E-04	-0.9292
Mexique	-0.19378E-02	-2.490
Israël	-0.91181E-02	-6.590
Afrique du sud	-0.58173E-02	-7.694

Tableau n° 2b. Estimation des paramètres de la fonction de demande de court terme

Afrique du sud

F Test de la restriction = 5.31 R ² ajusté = 0.97		
Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.203	3.32
Taux d'intérêt	-0.026	-0.22
Log(Dde Mon(t-1))	0.797	13.05
Constante	-0.122	-2.56

Corée

F Test de la restriction = 0.08 R ² ajusté = 0.99		
Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.408	3.21
Taux d'intérêt	-0.500	-3.25
Log(Dde Mon(t-1))	0.592	4.66
Constante	-0.377	-2.83

Philippine

F Test de la restriction = 104.23 R ² ajusté = 0.90		
---	--	--

Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.41	5.55
Taux d'intérêt	-1.061	-2.32
Log(Dde Mon(t-1))	0.587	7.88
Constante	-0.298	-3.44

Equateur

F Test de la restriction = 4.22 R ² ajusté = 0.22		
Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.341	2.05
Taux d'intérêt	-0.255	-1.21
Log(Dde Mon(t-1))	0.659	3.97
Constante	-0.258	-1.18

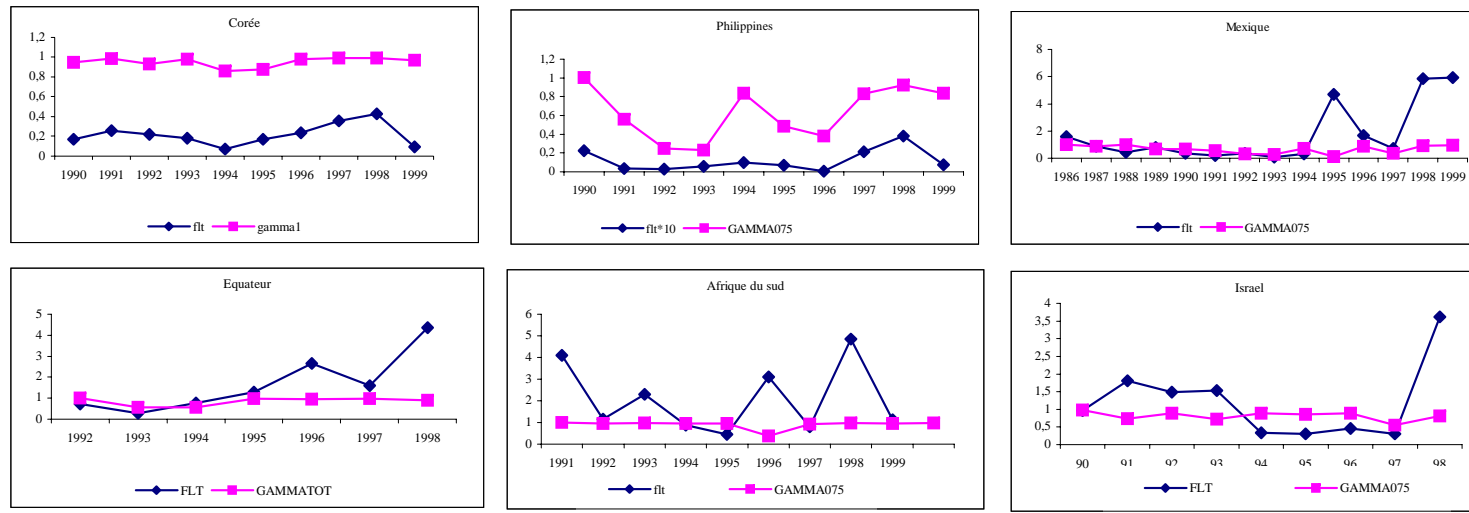
Mexique

F Test de la restriction = 0.79 R ² ajusté = 0.55		
Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.316	1.07
Taux d'intérêt	-0.055	-0.90
Log(Dde Mon(t-1))	0.694	2.32
Constante	-0.335	-0.85

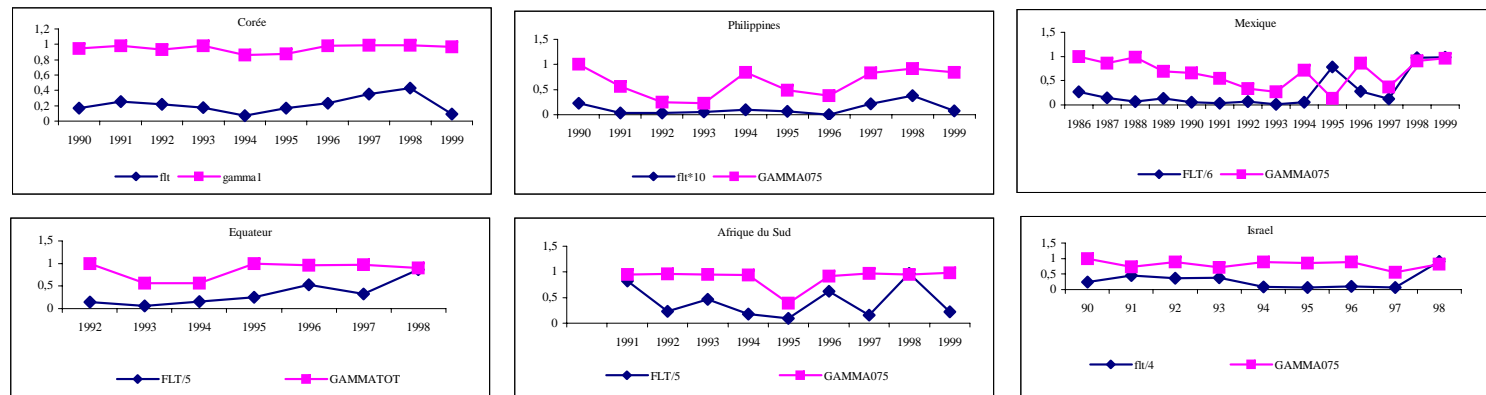
Israël

F Test de la restriction = 0.11 R ² ajusté = 0.90		
Variable	Valeur coefficient	t-student
Log(Pib réel)	0.603	4.43
Taux d'intérêt	-1.011	-2.24
Log(Dde Mon(t-1))	0.397	2.91
Constante	-0.764	-3.99

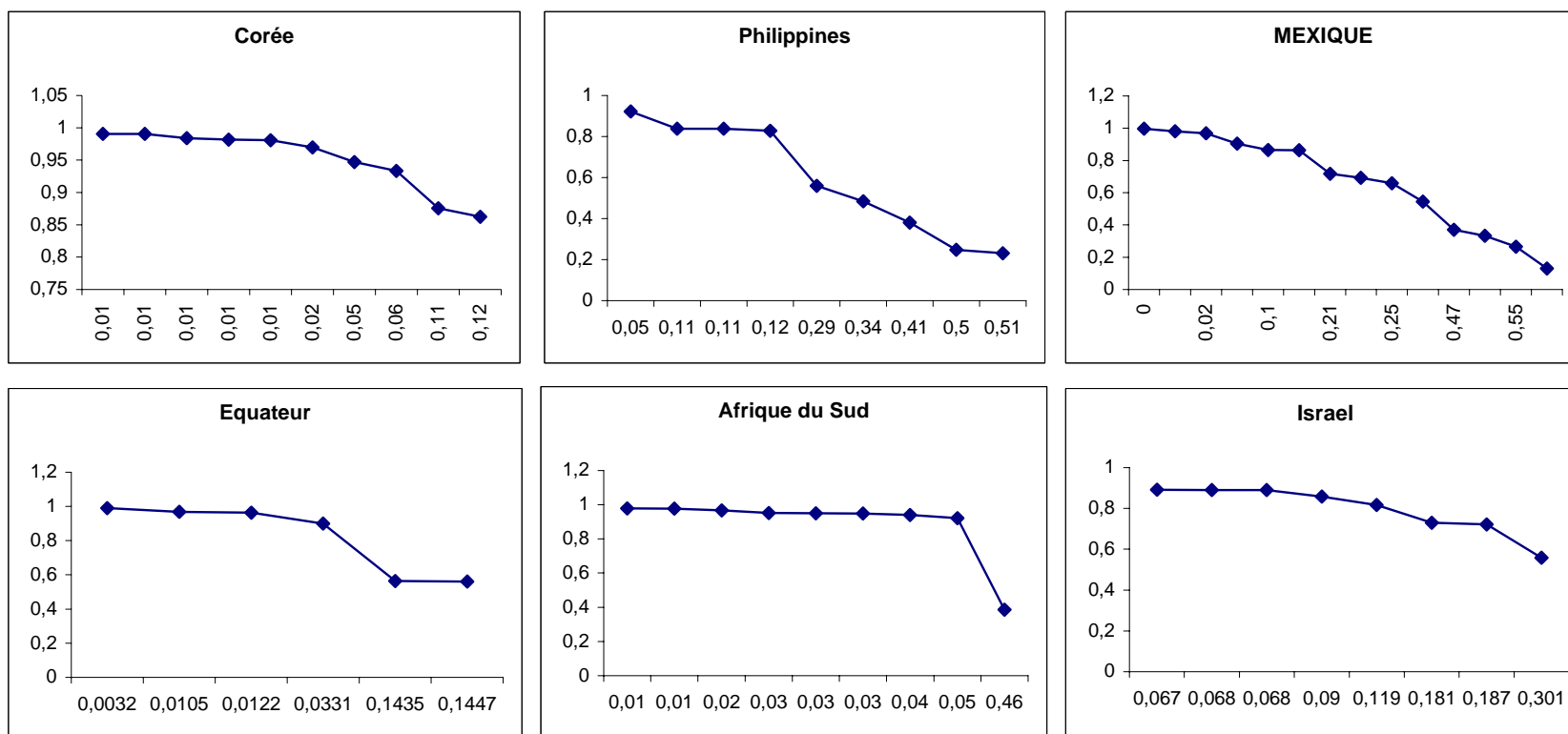
Graphiques 2.1. Evolution de l'indicateur FLT et du gamma optimal



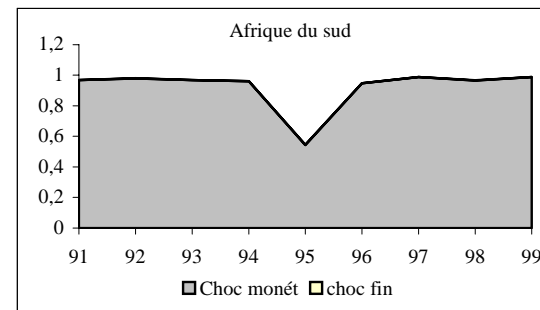
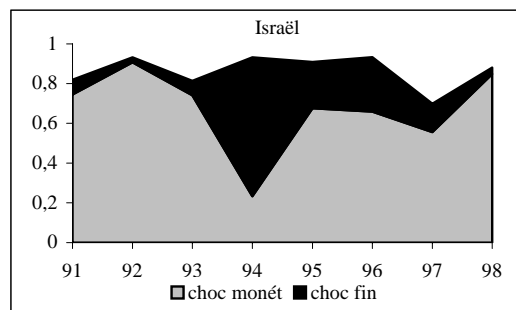
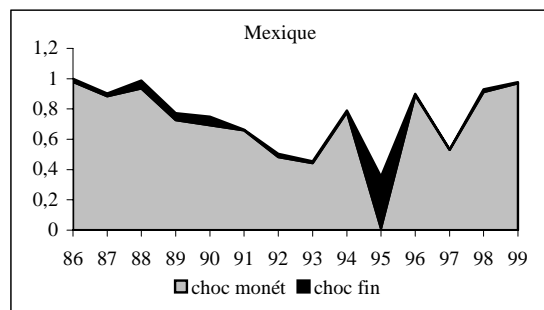
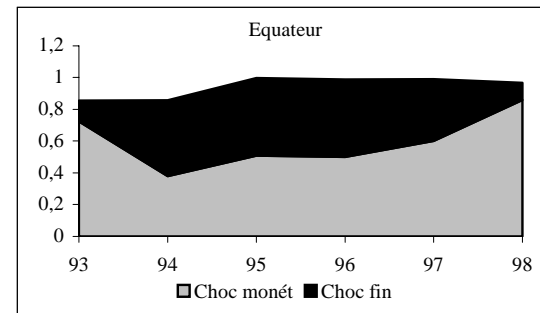
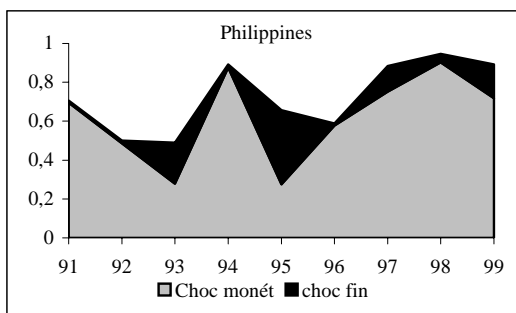
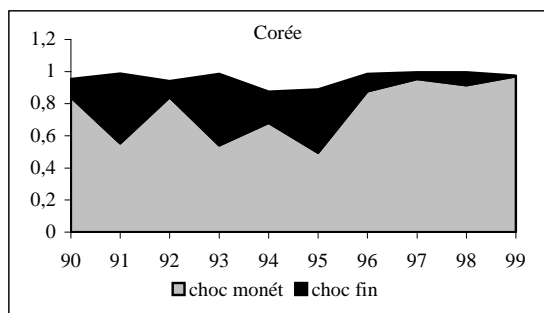
Graphiques 2.2. Evolution de l'indicateur FLT normalisé et du gamma optimal



Graphique (3t) Degré de flexibilité optimum en fonction des chocs réels



Graphique (4t) Evolution des parts relatives des chocs monétaires et financiers



Graphique (5t) Evolution du gamma optimal

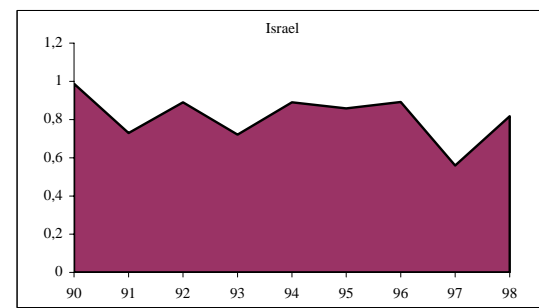
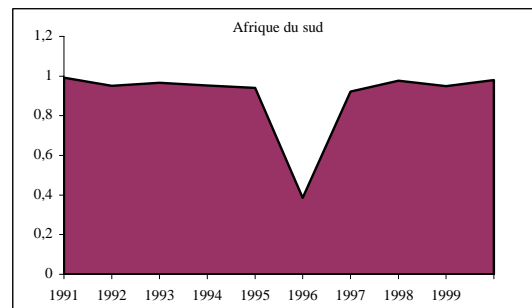
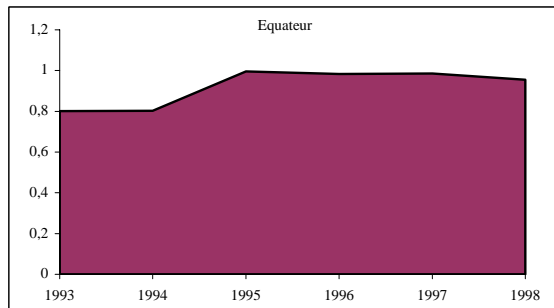
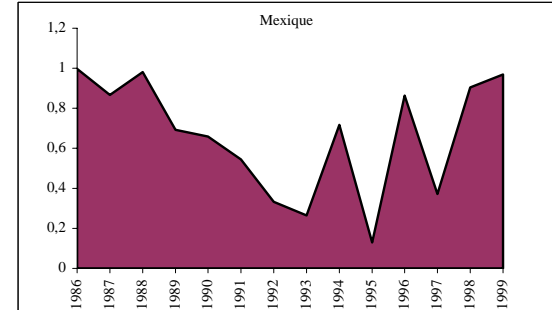
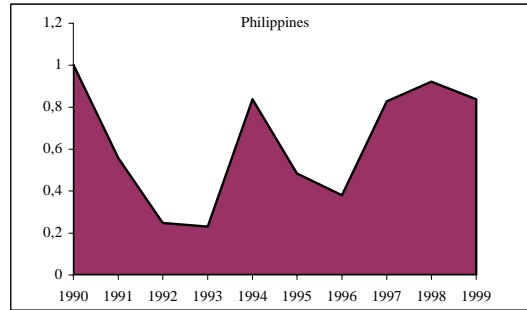
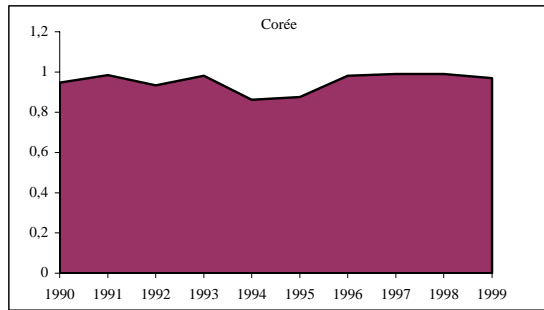


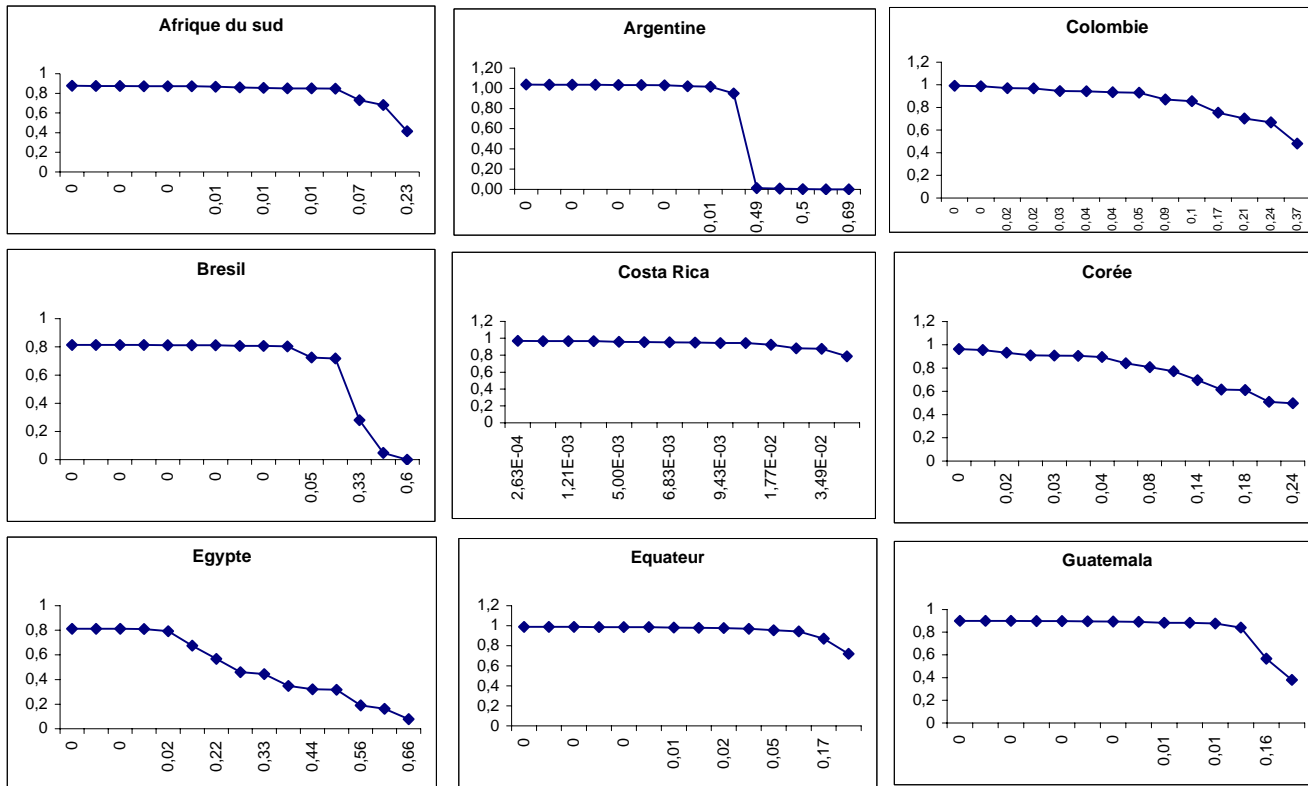
Tableau 3. Degré de flexibilité optimum des différents pays selon les sous-périodes

	1985-88	1989-92	1992-94	1995-97
Afrique duSud	0,9121097	0,8220998	0,8132338	0,9110728
Argentine	1	1	0	1,19E-02
Brésil	0,7943438	0,8107926	0,8127754	0,8074647
Chili	0,8321362	0,7749151	0,8020415	0,7561792
Colombie	0,9337517	0,9519862	0,6304301	0,2240559
Corée	0,9248159	0,9542006	0,8411097	0,9322933
CostaRica	0,9648932	0,9634832	0,9581604	0,9713956
Egypte	0,3407471	0,8119817	0,6757494	7,90E-02
El Salvador	0,9313511	0,9039886	0,9187169	0,664595
Equateur	0,9126412	0,9607306	0,9562228	0,1471259
Guatemala	0,8927055	0,8999619	0,8432629	0,8852565
Indonésie	0,9557308	0,7685362	0,1415115	0,9456422
Israël	0,8574198	0,7286186	0,7575085	0,7753659
Koweït	0,1660634	7,42E-02	0	0
Malaisie	0,5550621	0,6357827	0,6353635	0,6319574
Maroc	0,8669465	0,3020984	0,7032698	0,7318821
Mexique	0,9705269	0,9758373	0,8764458	0,9538339
Pakistan	0,8137427	0,7336303	0,8208811	0,4850362
Paraguay	0,9818627	0,9761541	0,7960477	0,6532507
Pérou	0,9565078	0,955856	0,9259427	0,607416
Philippines	0,511932	0,6832252	0,9348722	0,976925
Srilanka	0,8679039	0,6737337	0,9073586	0,9121799
Thaïlande	0,8868145	0,8545472	0,9239922	0,8451719
Tunisie	0,8079168	0,8225367	0,8320526	0,833044
Turquie	0,9464853	0,9204319	0,9538807	0,7774821
Zambabwe	0,1853064	0,8118303	0,7163467	0,3012864
France	0,9825496	0,9818385	0,9831442	0,9867773
Japon	0,9815454	0,9321557	0,914704	0,8459004

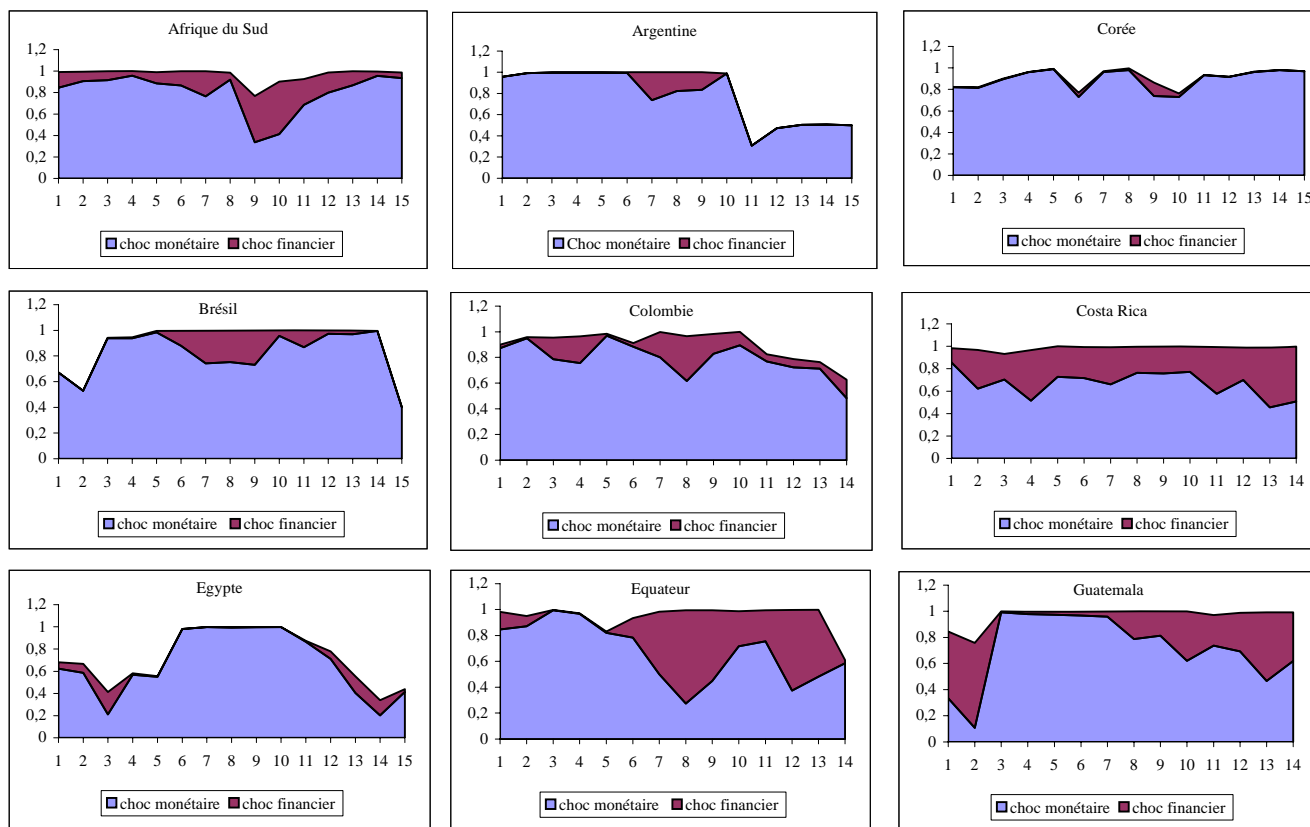
Tableau 4. Classement des régimes de change par groupe

	1985-88	1989-92	1992-94	1995-97
Afrique du Sud	3	2	2	3
Argentine	3	3	1	1
Brésil	2	2	2	2
Chili	2	2	2	2
Colombie	3	3	1	1
Corée	3	3	2	3
Costa Rica	3	3	3	3
Egypte	1	2	2	1
El Salvador	3	3	3	1
Equateur	3	3	3	1
Guatemala	2	2	2	2
Indonésie	3	2	1	3
Israël	2	2	2	2
Koweït	1	1	1	1
Malaisie	1	2	2	2
Maroc	2	1	2	2
Mexique	3	3	2	3
Pakistan	2	2	2	1
Paraguay	3	3	2	2
Pérou	3	3	3	2
Philippines	1	2	3	3
Sri Lanka	2	1	3	3
Thaïlande	2	2	3	2
Tunisie	2	2	2	2
Turquie	3	3	3	2
Zimbabwe	1	2	2	1
France	3	3	3	3
Japon	3	3	3	2

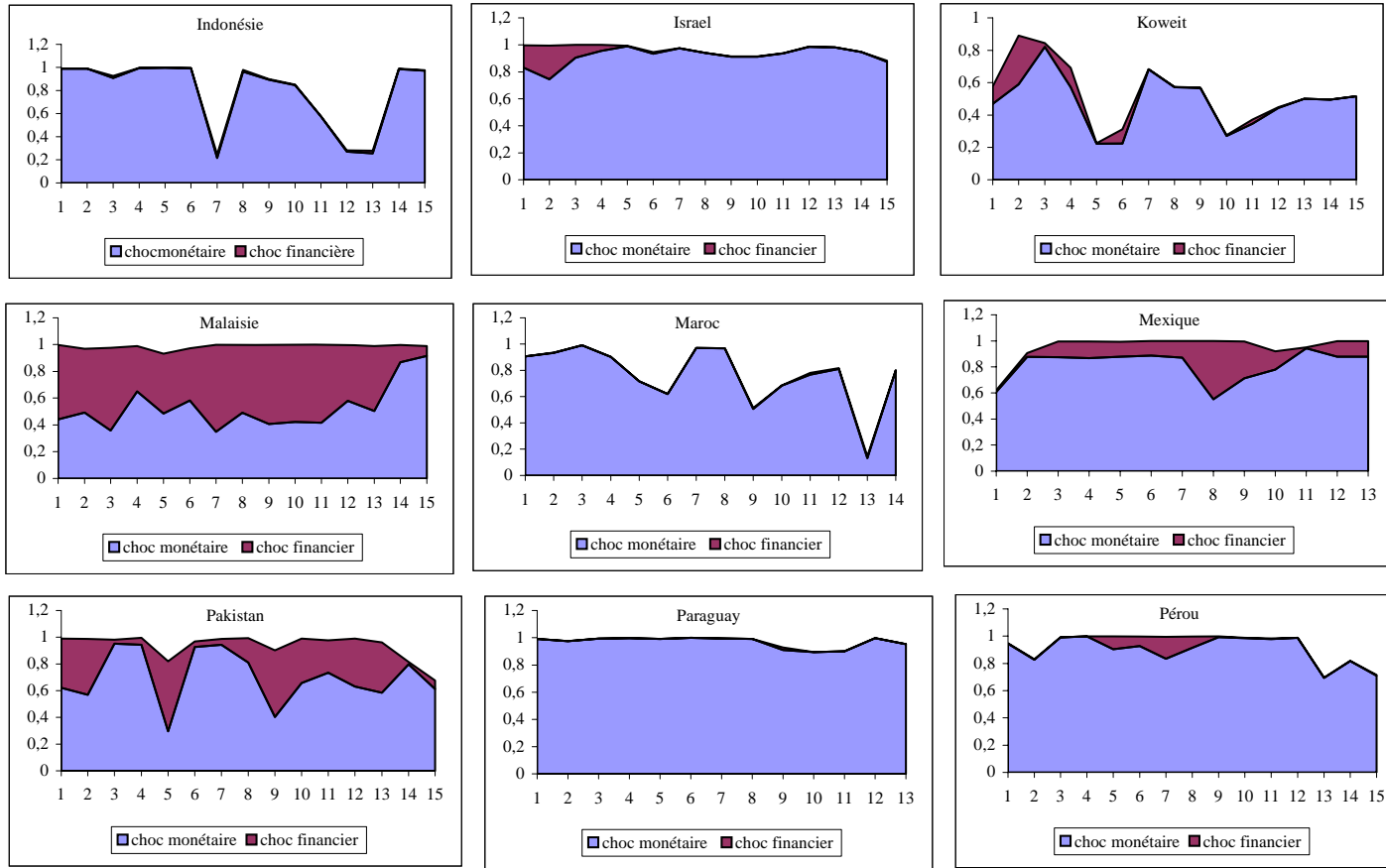
Graphique (3a) Degré de flexibilité en fonction des chocs réels



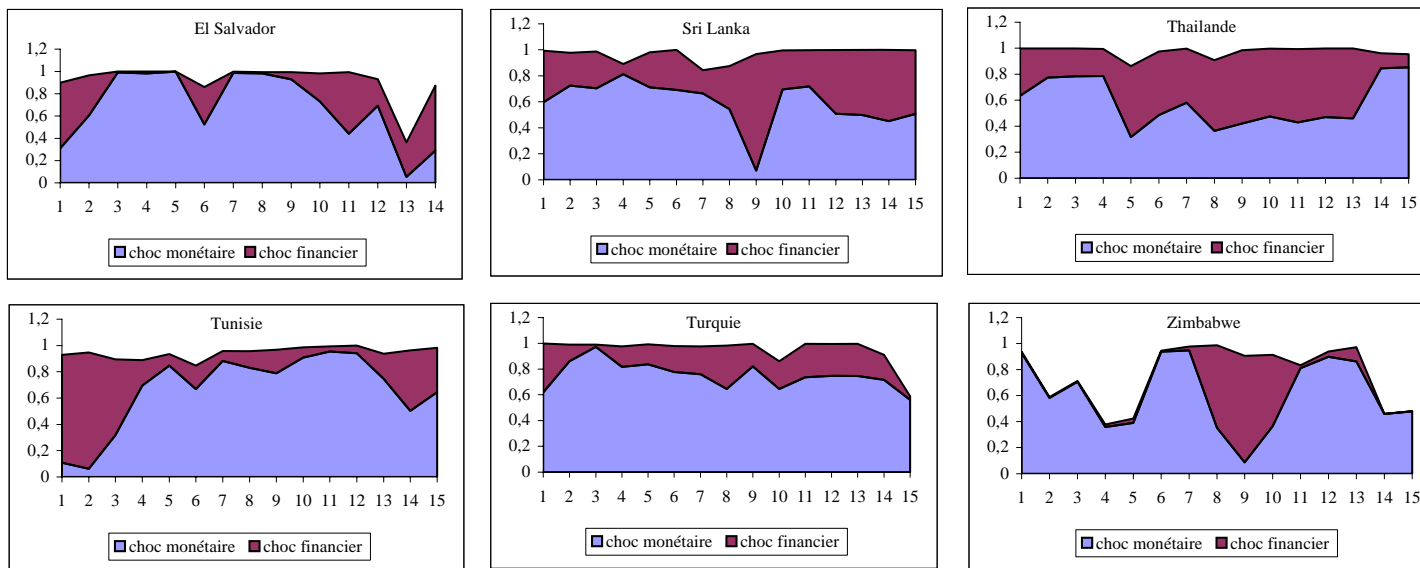
Graphique (4a) Evolution des parts relatives des chocs monétaires et financiers



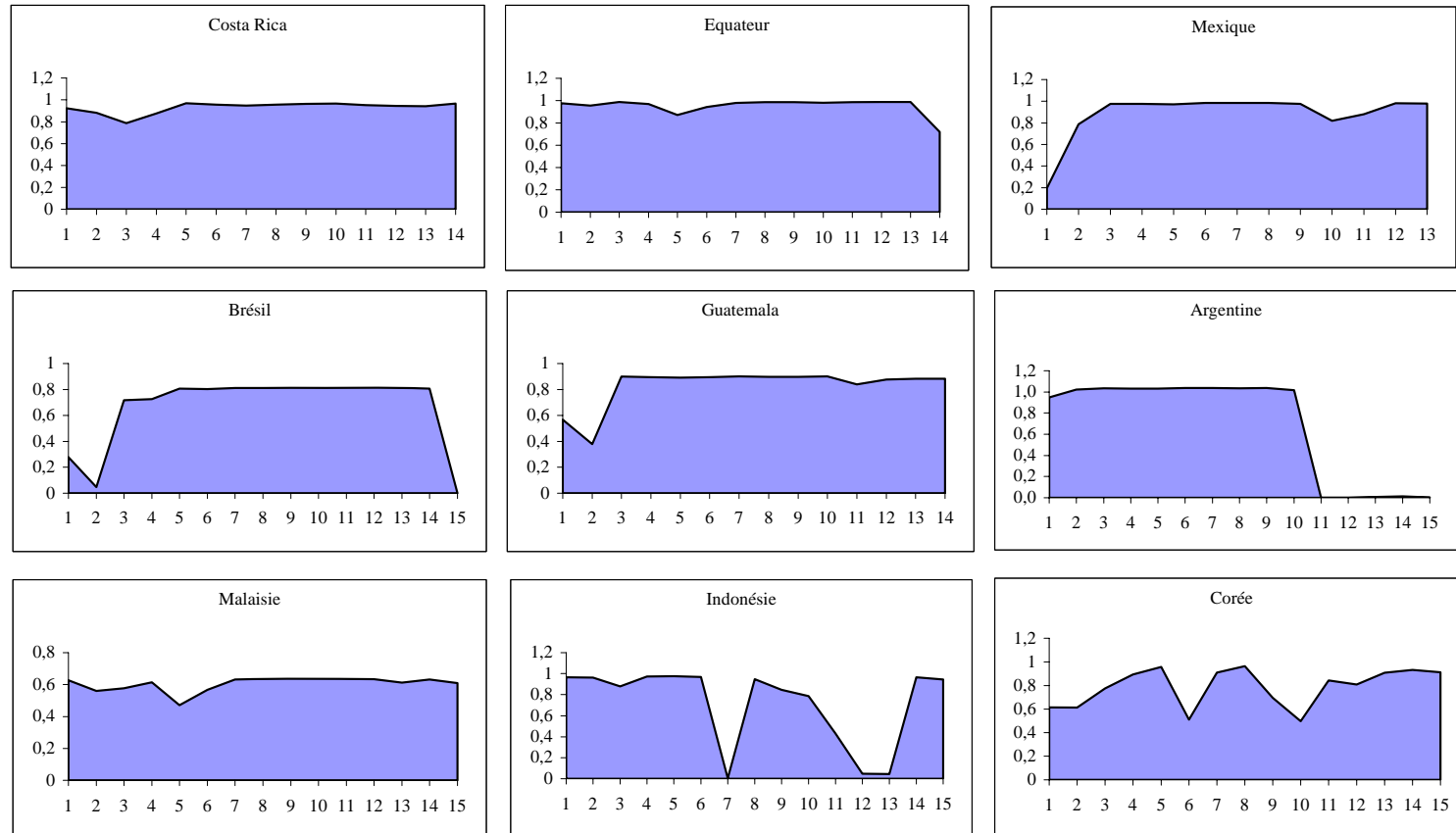
Graphique (4a) suite



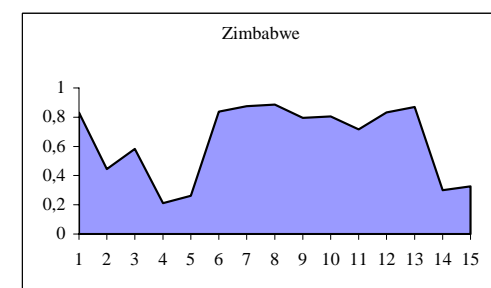
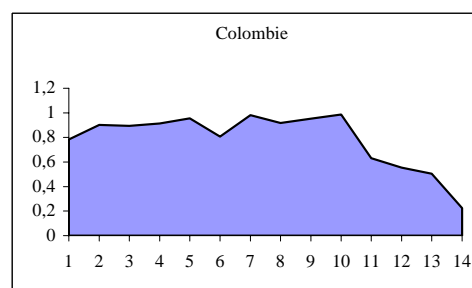
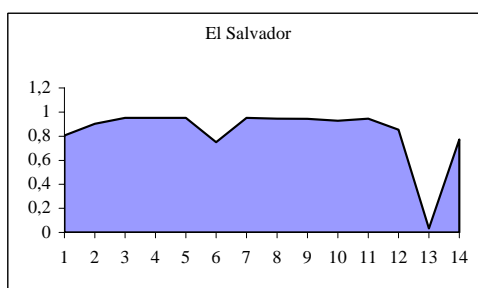
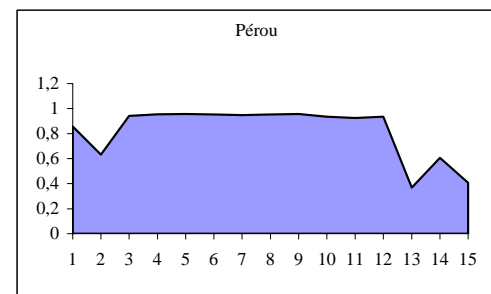
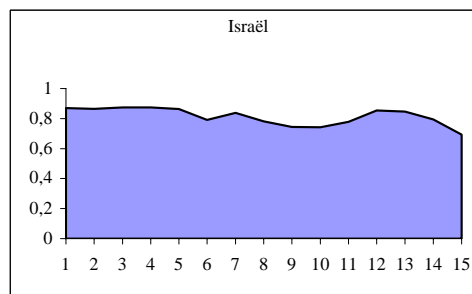
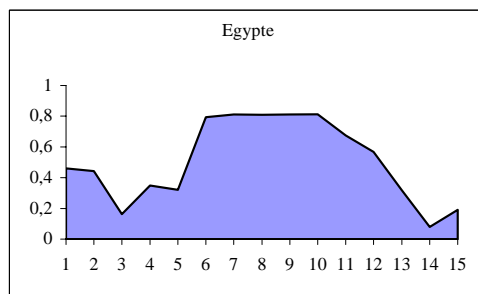
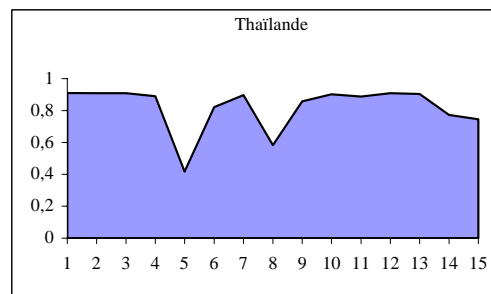
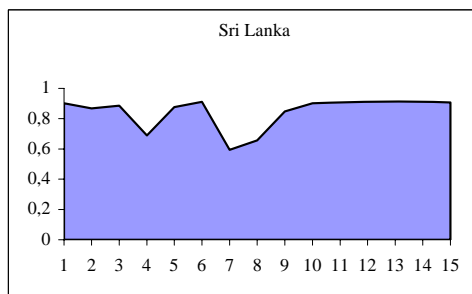
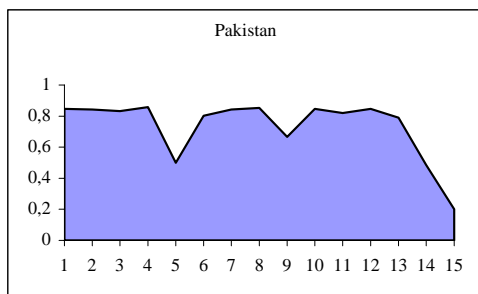
Graphique (4a) fin



Graphiques (5a) Evolution du gamma optimal



Graphique (5a) suite



Graphique (5a) fin

