



**HAL**  
open science

# Effets macroéconomiques des régimes de change : essais sur la volatilité, la croissance économique et les déséquilibres du taux de change réel

Lassana Yougbare

► **To cite this version:**

Lassana Yougbare. Effets macroéconomiques des régimes de change : essais sur la volatilité, la croissance économique et les déséquilibres du taux de change réel. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2009. Français. NNT : 2009CLF10310 . tel-00377436

**HAL Id: tel-00377436**

**<https://theses.hal.science/tel-00377436>**

Submitted on 18 May 2009

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

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





**Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand 1**  
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion  
Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

**Effets macroéconomiques des régimes de change :  
Essais sur la volatilité, la croissance économique  
et les déséquilibres du taux de change réel**

THESE POUR LE DOCTORAT DE SCIENCES ECONOMIQUES  
Présentée et soutenue publiquement le 03 avril 2009

Par

**Lassana YOUGBARÉ**

Sous la direction de  
Monsieur Patrick GUILLAUMONT  
Professeur émérite à l'Université d'Auvergne

**Membres du jury :**

Olivier CADOT, Professeur à l'Université de Lausanne (Rapporteur)  
Gilles DUFRENOT, Professeur à l'Université Aix-Marseille (Rapporteur)  
Patrick GUILLAUMONT, Professeur émérite à l'Université d'Auvergne (Directeur de thèse)  
Patrick PLANE, Directeur de Recherche, CNRS-CERDI, Université d'Auvergne (Suffragant)  
Pascal MONIER, Maître de Conférence à l'Université de Poitiers (Suffragant)



L'université d'Auvergne n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions sont propres à l'auteur.



À feu mon père  
À ma mère et à mes frères et sœurs





## Remerciements

Mon travail de recherche a été rendu possible grâce au soutien, aux encouragements et aux conseils de plusieurs personnes à qui je souhaite exprimer ma reconnaissance.

Je voudrais remercier M. le Professeur Patrick Guillaumont qui a dirigé ma thèse.

Je voudrais également témoigner toute ma gratitude à MM. les Professeurs Olivier Cadot et Gilles Dufrenot d'avoir accepté de rapporter ma thèse et de m'avoir fait des commentaires et des suggestions qui me permettront d'améliorer mon travail de recherche présent et futur.

Je remercie M. Patrick Plane, Directeur de Recherche au CNRS et M. Pascal Monier, Maître de Conférence à l'Université de Poitiers, qui ont accepté de participer à mon jury de soutenance et qui m'ont fait des observations qui me seront utiles dans la suite de mon travail.

Le personnel administratif et enseignant du CERDI m'a apporté un soutien appréciable dans mon travail. Je tiens à remercier particulièrement Annie Cuer, Annie Cohade, Reynard Jacqueline, Bruno Barbosa, Martine Bouchut, Vincent Mazonod, Marie Michelle Ceysson, Odette Gallon et Denis Miane.

Plusieurs personnes ont rendu mon travail et ma vie à Clermont-Ferrand agréables en me faisant l'honneur de leur amitié. Qu'elles trouvent dans ces lignes ma gratitude et ma sincère amitié. Le « Département Afrique » fut un endroit où se sont retrouvés des personnes entre lesquelles se sont développés un sentiment de fraternité et une communauté d'ambition et d'objectifs, des personnes animées par le désir d'avancer malgré les obstacles multiples qu'elles ont eu à affronter et devront encore affronter. Les moments que j'ai passés avec vous au Département sont parmi les meilleurs de mon séjour clermontois. Un grand merci à Ouédraogo Seydou, qui m'a beaucoup aidé à préparer ma présentation. Mes remerciements vont également à Guirane Samba Ndiaye, Maliki Amadou Mahamane, Eric Djimeu Wouabe, Chrystelle Temah Tsafack, Traoré Fousseini, Bara Niang, Ahmad Zafarullah Abdul Jalil, Emmanuel Aka Brou, Tembo Bahati Rachid Maburuki, Kourouma Fode Boubacar, Joseph Attila, Sani Mahamane Nourou et Damien Mededji.

Mes amis trouveront ici toute ma sympathie. Je remercie – de manière non exhaustive – Djiofack Zébazé Calvin, Chen Yi, Luc Déziré Omgba, Yacouba Gnégne, Tidiane Kinda, Thioune Mouhadj, Faustin Kutshienza Mulala, Zicheng Liang, Clément Yago, Basile Tine, Yelkouni Martin et Gilbert Niyongabo.

Je suis reconnaissant à Cathérine Korachais et à Linguère M'Baye qui ont pris de leur temps pour m'aider dans les achats et la préparation du pot d'après soutenance. Mlles, je vous souhaite un brillant et heureux avenir. Votre gentillesse m'a beaucoup marqué.

La thèse a été lue et corrigée méticuleusement par ma voisine et amie, Khadija El Goufi, à qui j'exprime toute ma reconnaissance. J'apprécie beaucoup ta disponibilité, tes encouragements et ta volonté de toujours aider tes ami(e)s. J'admire surtout ton dynamisme et ton courage. Un grand merci également à tes sœurs, Miriam et Fatima El Goufi dont j'apprécie l'amitié et la gentillesse. Je vous souhaite un avenir radieux.

En lisant ces lignes, certaines personnes ne verront pas leur nom. Soyez rassurées que je ne vous ai pas oubliées. Du fond de mon cœur, je vous exprime ma gratitude et mon amitié sincère.

J'ai pu progresser dans mes études et dans la vie grâce au soutien constant et indéfectible de mes parents et de mes frères et sœurs. Leur amour et leurs encouragements m'ont aidé à affronter les défis et à surmonter les moments les plus difficiles que j'ai eu à rencontrer. J'ai une pensée particulière pour mon père qui m'a enseigné les valeurs d'intégrité et de travail ainsi que le vrai sens de la vie. Je suis sûr que mon père qui de son vivant a toujours été fier de mon travail l'est toujours là où il se repose à présent. J'ai foi que le lien particulier qui s'est tissé entre nous traversa le temps et que les valeurs que tu m'as enseignées ne mourront jamais. Tu es l'Homme que j'admire et respecte le plus.

# Table des matières

<b>INTRODUCTION GÉNÉRALE</b>	<b>13</b>
<b>CHAPITRE 1 : RÉGIMES DE CHANGE : DÉFINITION ET CLASSIFICATIONS</b>	<b>25</b>
Introduction.....	25
I- Définition et typologie .....	27
II- Classifications des systèmes de change.....	31
II.1- La classification de jure.....	31
II.2- Les classifications de facto.....	36
II.2.1- La classification de Levy-Yeyati et Sturzenegger (LYS).....	38
II.2.2- La classification de Reinhart et Rogoff (RR).....	45
III- Quelle classification des régimes de change choisir ? Pour quoi ?.....	50
Conclusion.....	54
<b>CHAPITRE 2 : RÉGIMES DE CHANGE ET VOLATILITÉ DE LA CROISSANCE</b>	<b>59</b>
Introduction.....	59
I – Politique économique, régime de change et volatilité de la croissance.....	61
I.1- Régime de change flottant et autonomie de la politique économique.....	62
I.2 – Effets de crédibilité et discipline des systèmes de taux de change fixes.....	65
II- Chocs, ajustement aux chocs et fluctuations de la croissance : le rôle du taux de change .....	67
II.1 - Ajustement aux chocs réels selon le régime de change.....	68
II.2 – Les chocs nominaux et le régime de change.....	70
III – Finance, systèmes de change et Fluctuations économiques.....	74
III.1 – Le rôle de l’environnement financier .....	75
III.2 – L’exposition extérieure.....	76
III.3 – Les attaques spéculatives des taux de change fixes.....	77
III.4 – Crises bancaires et financières.....	80

IV – Régimes de change et volatilité de la croissance : une analyse économétrique.....	81
IV.1 - Evidence empirique sur les liens entre le système de change et la volatilité de la croissance.....	81
IV.1.1- Initialement, des résultats en faveur d'une neutralité du régime de change.....	82
IV.1.2- Par la suite, des résultats contradictoires.....	83
IV.2 – Démarche économétrique.....	87
IV.2.1 – Le modèle économétrique.....	88
IV.2.2 – Recherche des canaux.....	88
IV.3 – Mesure des variables, signes attendus.....	89
IV.3.1 – Mesure de la volatilité.....	90
IV.3.1.1 – Principe des tests de racines unitaires sur données de panel.....	91
IV.3.1.2 – Résultats des tests de racines unitaires.....	93
IV.3.2 – Déterminants de la volatilité de la croissance.....	94
IV.4 – Estimation, résultats et interprétation.....	97
IV.4.1 – Choix de la technique d'estimation.....	97
IV.4.1.1 – Le problème de l'endogénéité.....	97
IV.4.1.2 – La technique d'estimation.....	98
IV.4.1.3 – Le choix des instruments.....	101
IV.4.2 – Données, source et statistiques descriptives.....	104
IV.4.3 – Résultats d'estimation et interprétation.....	105
IV.4.3.1 – Résultats avec les régimes officiels.....	105
IV.4.3.2 – Résultats avec les régimes de facto.....	111
IV.4.3.3 – Stabilité structurelle, ajout des régimes intermédiaires et ajout de variables muettes géographiques.....	113
Conclusion.....	114

### **CHAPITRE 3 : SYSTÈMES DE CHANGE, CROISSANCE ET VOLATILITÉ DE LA CROISSANCE**

131

Introduction.....	131
I- Croissance et volatilité de la croissance : quels liens avec le régime de change ?.....	134
I.1- Effets du régime de change sur relation directe croissance- volatilité.....	134
I.2- Effets indirects potentiels du régime de change sur la relation croissance-volatilité.	139
II- Brève revue de l'évidence empirique disponible.....	145

II.1 - Régimes de change et performances de croissance économique.....	146
II.2 - Volatilité et croissance.....	149
III- Analyse économétrique.....	151
III.1 - Méthode de quantiles.....	151
III.1.1- Description des régressions quantiles.....	152
III.1.1.1- Avantages et limites.....	152
III.1.1.2- Le modèle de base.....	153
III.1.1.3- Endogénéité.....	154
III.1.2 - Méthodologie d'estimation, résultats et interprétation.....	156
III.1.2.1- Méthodologie d'estimation : régressions quantiles.....	156
III.1.2.2 – Spécification du modèle estimé et choix des variables.....	157
III.1.2.3 - Résultats et interprétations.....	168
III.2 - Estimation des effets du système de change sur les effets direct et indirects de la volatilité sur la croissance.....	172
III.2.1 – Description de la démarche méthodologique.....	172
III.2.2- Stratégie d'estimation, résultats et interprétation.....	174
III.2.2.1- Modèle économétrique.....	174
III.2.2.2 - Choix et mesure des variables.....	176
III.2.2.3 - Résultats et interprétation.....	177
III.2.2.3.1 - Résultats de base.....	177
III.2.2.3.2 - Evaluation de la modification des effets de la volatilité par le régime de change.....	183
Conclusion.....	188

## **CHAPITRE 4 : AJUSTEMENT ÉCONOMIQUE ET RÉGIMES DE CHANGE :**

### **ANALYSE À PARTIR DU DÉSÉQUILIBRE DU TAUX DE CHANGE RÉEL** 203

Introduction.....	203
I - Régimes de change et déséquilibres du taux de change réel : analyse théorique.....	205
I.1- Equilibre et déséquilibres du taux de change réel.....	205
I.1.1- Définitions.....	205
I.1.2- Concepts de taux de change réel d'équilibre.....	207
I.2- Déséquilibres du taux de change réel et régimes de change.....	211
II- Analyse économétrique de l'équilibre et des déséquilibres du taux de change réel.....	216

II.1- Estimation du taux de change réel d'équilibre.....	216
II.1.1- Modèle économétrique.....	216
II.1.2- Les déterminants du taux de change réel d'équilibre dans la littérature.....	217
II.1.3- Choix et mesure des déterminants du taux de change réel.....	223
II.1.4- Choix et mesure du taux de change réel.....	227
II.1.5- Stratégie d'estimation.....	228
II.2- Calcul du mésalignement du taux de change réel.....	238
III- Analyse économétrique des relations entre le système de change et le mésalignement.	240
III.1- Evidence empirique antérieure.....	240
III.2- Démarche économétrique.....	244
III.2.1- Modèles économétriques.....	244
III.2.1.1- Systèmes de change et mésalignement du taux de change réel.....	244
III.2.1.2- Distinction entre surévaluation et sous-évaluation du taux de change réel	
.....	247
III.2.1.3- Ecarts entre déclarations et pratiques de change.....	248
III.2.2- Méthode d'estimation, mesure des variables et sources.....	248
III.2.3- Résultats et interprétation.....	249
III.2.3.1- Analyse descriptive.....	249
III.2.3.2- Systèmes de change et mésalignement du taux de change réel.....	255
III.2.3.3- Systèmes de change et surévaluation et sous-évaluation réelles.....	261
III.2.3.4- Ecarts entre régimes de facto et régimes de jure.....	264
III.2.4- Un aperçu d'ensemble.....	269
Conclusion.....	270
 <b>CONCLUSION GÉNÉRALE</b>	 293

## Liste des sigles

AER : American Economic Review

CEMMAP : Centre for Microdata Methods and Practice

CEPII : Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales

CEPR : Centre for Economic Policy Research

CERDI : Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International

CFA : Communauté Financière Africaine

CGER : Coordination Group on Exchange Rate Issues

CREDIT : Centre for Research in Economic Development and International Trade

EMS : European Monetary System

EMU : European Monetary Union

FRBSF : Federal Reserve Bank of San Francisco

HEI : Institut des Hautes Etudes Internationales et du Développement

IADB : Inter-American Development Bank

IFS : International financial statistics

IMF : International Monetary Fund

LDC : Least Developed Countries

NBER : National Bureau of Economic Research

OECD : Organization of Economic Cooperation and Development

PIB : Produit intérieur brut

WB : World Bank

WP : Working Paper





## Introduction générale

Après la seconde guerre mondiale, le système de change fixe généralisé de Bretton Woods a été mis en place pour organiser le système des paiements internationaux et prévenir les guerres commerciales et les dévaluations compétitives observées dans la période de l'entre-deux-guerres (Frankel, 2003). Dans le cadre de ce système, les principaux pays industrialisés – rejoints par la suite par les pays en développement – ont rattaché la parité de leur monnaie au dollar américain dont le prix était fixé par rapport à l'or. Le fonds monétaire international (FMI) a été chargé de la surveillance des politiques macroéconomiques des pays membres pour s'assurer de leur adéquation avec les obligations internationales de ces pays. Il a été également chargé d'apporter et de coordonner l'assistance aux pays membres qui connaissent des problèmes de balance des paiements. Pendant près de trois décennies, les performances économiques furent remarquables au niveau mondial, avec toutefois des disparités entre régions.

Au début des années 1970, le système de Bretton Woods fut abandonné. L'une des principales explications de cet abandon est l'opposition entre l'objectif d'équilibre interne c'est à dire le plein-emploi des facteurs de production et l'objectif d'équilibre externe c'est à dire l'équilibre de la balance des paiements. Les opinions dans les pays industrialisés étaient de plus en plus hostiles au sacrifice de l'équilibre interne au profit de celui de la balance des paiements. En fait, le plein-emploi passait de plus en plus pour l'objectif principal des politiques économiques domestiques. L'adoption d'une parité de change fixe entraînait en conflit avec cet objectif, notamment lorsque les économies subissaient des perturbations réelles ou étrangères.

La flexibilité du taux de change était de plus en plus avancée comme étant plus appropriée aux pays industrialisés. Milton Friedman (1953) et Harry Gordon Johnson (1969) font partie des principaux défenseurs des systèmes de change flexibles. Leurs travaux et ceux d'autres auteurs tels que Mundell (1963) montrèrent qu'avec une mobilité de plus en plus forte des

capitaux financiers, la fixité du taux de change contraint fortement l'autonomie des politiques économiques et la capacité d'ajustement de l'économie aux perturbations survenant dans les marchés des biens et services.

C'est dans ce contexte qu'à partir de 1973, les grands pays industrialisés (Etats-Unis, Japon et Allemagne) ont adopté des régimes de change flottants. En Europe, il y a eu par la suite l'établissement d'une coopération monétaire et de change qui a conduit finalement à l'adoption de l'euro. Dans les pays en développement, l'évolution de la politique de change a été beaucoup plus hétérogène. Certains pays ont adopté des régimes de change flexibles et d'autres ont choisi de fixer le taux de change de leur monnaie par rapport à une ou plusieurs devises étrangères. Entre les deux extrêmes, une large variété de régimes intermédiaires s'est développée et de nombreux pays ont également changé plusieurs fois de régimes de change en Amérique Latine, en Afrique ou en Asie.

La diversité des régimes de change de l'après Bretton Woods a relancé le débat sur l'optimalité du régime de change. Levy-Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002) regroupent la littérature sur le choix du régime de change optimal en cinq grandes théories<sup>1</sup>. La théorie de la zone monétaire optimale stipule que l'optimalité du régime de change fixe croît avec l'intégration commerciale et la concentration géographique du commerce. Elle diminue avec la taille du pays parce que, plus un pays est petit, plus il est ouvert au commerce et plus il bénéficiera d'une stabilité de son taux de change nominal. Le second courant théorique met l'accent sur l'ajustement aux chocs et montre qu'un régime de change flexible (fixe) permet un meilleur ajustement aux chocs réels (monétaires). L'attractivité des régimes de change flexibles croît alors avec l'importance des chocs réels relativement aux chocs monétaires. La crédibilité des politiques monétaires et budgétaires constitue le principal argument de la troisième théorie du choix du régime de change. Dans les pays marqués par des politiques budgétaires excessivement

---

1 Pour un exposé détaillé des théories de choix du régime de change, voir Frankel (2003).

expansionnistes et une monétisation du déficit budgétaire, les engagements des autorités à délivrer une inflation faible ne sont pas crédibles. De ce fait, ces pays sont marqués par un biais inflationniste qui génère une inflation plus élevée que celle qui est socialement optimale. Dans ce contexte, l'adoption d'un système de change fixe fournit un ancrage nominal à la politique monétaire et aux anticipations des agents économiques et impose une discipline aux politiques monétaire et budgétaire. Par ces effets, le régime de change fixe permet d'importer la crédibilité des autorités monétaires et budgétaires du pays d'ancrage. Selon cette théorie, les pays qui souffrent de problèmes de crédibilité tendront à adopter des systèmes de change fixes. Les autres pays pour lesquels la flexibilité de l'économie et la stabilisation du cycle économique sont plus importantes préféreront des régimes de change plus flexibles. La quatrième théorie, celle de la trinité impossible postule que, lorsque les capitaux sont très mobiles, l'adoption d'un système de change fixe entraîne l'abandon de l'autonomie de la politique monétaire. Cela s'explique par la mobilité des capitaux induite par l'arbitrage international des taux d'intérêt. Par conséquent, les pays ne peuvent choisir que deux des trois possibilités suivantes : la mobilité internationale des capitaux, la fixité du taux de change nominale et une politique monétaire autonome. Enfin, la crise asiatique de 1997-1998 a révélé que les structures financières peuvent influencer la politique de change. En effet, le quatrième courant théorique met l'accent sur le fait que les fluctuations du taux de change nominal exercent des effets de bilan qui en retour affectent l'économie. Ainsi, les pays qui ont des engagements libellés en monnaie étrangère choisiront de stabiliser leur taux de change nominal de sorte à éviter les coûts des effets de bilan.

Ces différentes théories proposent des critères de choix du régime de change qui peuvent souvent entrer en contradiction les uns avec les autres. Par exemple, un système de change flexible paraît plus adapté à un pays qui subit des chocs réels fréquents. Mais, si ce pays connaît également des problèmes de crédibilité dans la conduite de ses politiques monétaire et budgétaire, alors un régime fixe lui conviendrait mieux. De façon générale, les opinions varient

beaucoup sur le régime de change optimal dans les débats économiques. La faveur est allée aux régimes de change flottants dans l'immédiat après Bretton Woods, puis aux régimes intermédiaires ou fixes conventionnels. Par la suite, les régimes extrêmes de flexibilité ou de fixité ont été perçus comme les plus viables dans un monde marqué par une forte mobilité des capitaux (voir Fischer, 2001 et, Obstfeld et Rogoff 1995). Après l'abandon de la caisse d'émission en Argentine en 2001, un consensus semble émerger sur le fait qu'aucun régime de change ne peut être recommandé à tous les pays, ni tout le temps pour un même pays (voir Frankel, 1999 et Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio, 2002).

L'intérêt de la littérature économique pour le régime de change reflète son importance dans les économies ouvertes. En effet, le système de change d'un pays définit le cadre dans lequel s'effectuent les échanges commerciaux, financiers et économiques avec le reste du monde. Le taux de change entre dans les arbitrages qui guident les décisions des agents économiques dans leurs transactions sur les biens et services ou le placement de leur épargne. Le système de change influence à la fois les performances extérieures et domestiques des pays.

Les effets du système de change sur l'inflation, le commerce, l'investissement, la croissance, la politique budgétaire et monétaire, etc. ont été analysés par une vaste littérature théorique et empirique. Très souvent, les conclusions ne sont pas consensuelles. Des résultats contradictoires sont également fréquents. Quelques points de consensus semblent aussi émerger. Il en est ainsi de l'impact favorable des systèmes de change fixes sur l'inflation moyenne, notamment dans les pays en développement. Mais l'évolution économique récente montre que l'inflation a significativement baissé dans toutes les régions du monde, indépendamment du système de change. Cette évolution s'est accompagnée de l'adoption de banques centrales indépendantes dont l'une des principales missions est la réduction de l'inflation et son maintien à un niveau faible et stable (Chang et Velasco, 2000).

Il est maintenant également admis que les régimes de change que les pays déclarent ne correspondent pas toujours à ceux qu'ils mettent effectivement en œuvre. Ce constat a conduit au développement de nouvelles méthodes de classification des politiques de change qui sont basées sur les faits plutôt que les déclarations des pays (voir Calvo et Reinhart, 2002; Levy Yeyati et Sturzenegger, 2002; Reinhart et Rogoff, 2003). Le développement de ces nouvelles classifications a conduit au réexamen des relations entre la politique de change et l'économie. À ce niveau également, les désaccords abondent sur les classifications elles-mêmes et sur les effets économiques des régimes de change auxquels leur utilisation conduit.

Malgré ces controverses et le consensus sur l'absence d'un régime universellement optimal, l'étude des effets du système de change sur l'économie reste très importante. Elle permet de proposer et de justifier des actions à entreprendre dans le but d'accroître les bénéfices des régimes de change et de réduire les coûts qu'ils imposent à l'économie. Notre thèse se place dans cette perspective. Nous ne discutons pas les choix des régimes de change par les pays en ce sens que nous ne cherchons pas à mettre en évidence le régime le plus approprié pour chaque pays. Au contraire, nous évaluons les effets économiques des régimes de change tels qu'ils sont choisis par les pays. Ce travail s'avère utile car pour maximiser les bénéfices et réduire les coûts économiques du système de change, il faut quantifier les effets de celui-ci sur l'économie. En particulier, il faut évaluer comment le système de change affecte l'économie. Notre contribution à l'analyse des effets économiques du régime de change sera structurée autour de trois grands axes.

Dans un premier temps, nous étudierons les effets du régime de change sur la volatilité<sup>2</sup> de la croissance. Nous évaluerons aussi les facteurs qui conditionnent l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance. Le choix d'analyser l'impact du régime de change sur la volatilité se justifie par l'importance que l'étude de la volatilité macroéconomique occupe dans la

---

2 Nous utiliserons les termes volatilité et instabilité pour désigner le même phénomène. Volatilité et volatilité de la croissance seront utilisées de façon interchangeable sauf précision contraire.

littérature<sup>3</sup>. En effet, la volatilité macroéconomique peut induire des coûts économiques substantiels. Ces coûts couvrent des domaines variés parmi lesquels la consommation, le commerce, la pauvreté, les inégalités de revenu, le bien-être et de nombreux autres indicateurs macroéconomiques et microéconomiques (voir, *e.g.*, Guillaumont, 2006; Aizenman et Pinto, 2004; Loayza *et al.*, 2007; Laursen et Mahajan, 2004; Agénor, 2001 et 2004).

Plus précisément, la volatilité est un facteur de moindre croissance (Ramey et Ramey, 1994; Hnatkovska et Loayza, 2003). Ainsi, les pays marqués par une forte volatilité macroéconomique enregistrent de faibles performances de croissance qui en retour affectent la pauvreté, les inégalités de revenu et l'accumulation de capital humain. La volatilité macroéconomique réduit l'accès des pauvres aux services financiers, ce qui entrave leur capacité à accroître leur capital humain, à investir dans des activités productives ou à lisser leur consommation. De même, lorsque les marchés financiers sont peu développés, la volatilité peut amplifier les asymétries d'informations. Cela amène alors les établissements financiers à réduire leur financement à l'économie et les projets à faibles risques et à faible rentabilité sont financés au détriment des projets avec un rendement et un risque plus élevés. L'économie a alors tendance à se spécialiser dans des activités à faible rentabilité renforçant du même coup sa sensibilité à la volatilité. De manière générale, les imperfections de marchés tendent à accentuer la volatilité et les coûts économiques qu'elle engendre. Ces raisons expliquent pourquoi les économistes ont cherché à comprendre les facteurs de la volatilité. En particulier, une partie de la littérature s'est intéressé aux effets que le système de change exerce sur la volatilité macroéconomique. Pour ce faire, plusieurs études théoriques et empiriques ont analysé l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance, cette dernière étant une mesure de volatilité macroéconomique agrégée (Hnatkovska et Loayza, 2003).

L'analyse que nous conduisons dans le second chapitre se situe dans le cadre de cette

---

3 En 2004, la Banque Mondiale a organisé une conférence sur le thème de la volatilité, reconnaissant ainsi l'importance de son étude.

littérature. Néanmoins, notre travail essaie d'apporter certaines améliorations par rapport aux travaux existants. D'abord, contrairement à la plupart des études existantes, nous ne considérons pas le choix du régime de change comme exogène par rapport à la volatilité. Les programmes de stabilisation basés sur l'adoption d'un système de change fixe montrent que la volatilité peut influencer le choix du régime de change. L'endogénéité du régime de change par rapport à la volatilité nous a amené à utiliser la technique d'estimation par les variables instrumentales pour évaluer les effets du système de change sur la volatilité. Les instruments que nous utilisons sont tirés de la littérature empirique sur le choix du régime de change et de celle qui étudie l'impact du régime de change sur la volatilité. L'impact estimé par la méthode des variables instrumentales mesure par conséquent un effet causal du régime de change sur la volatilité de la croissance. Ensuite, nous essayons de comprendre comment le régime de change affecte la volatilité de la croissance. Pour ce faire, nous chercherons à savoir si l'impact de l'instabilité des termes de l'échange sur la volatilité de la croissance varie avec le régime de change. De même, l'impact du régime de change sur la volatilité peut dépendre des caractéristiques des pays telles que le niveau de développement financier ou économique (voir Rogoff *et al.*, 2004). Pour tester cette hypothèse, nous chercherons à savoir si le développement économique et le développement du système financier domestique modifient l'impact du régime de change sur la volatilité. Un autre apport de notre étude est l'utilisation des régimes de change *de jure* classés par le FMI et les régimes de change *de facto* proposés par Reinhart et Rogoff (2003). Cette démarche nous permet de vérifier la robustesse de nos résultats à la classification des régimes de change utilisée. Les approches *de facto* ont été développées pour corriger les limites de la classification officielle des régimes de change proposée par le FMI. Elles décrivent les pratiques de change des pays et permettent de mettre en évidence les écarts entre les déclarations des pays et leurs pratiques. Néanmoins, les classifications *de facto* présentent aussi des limites. Par exemple, elles ne permettent pas de distinguer si un régime de change fixe observé dans les faits résulte d'une



décision politique du pays ou tout simplement de l'absence de chocs. L'utilisation des régimes *de jure* et *de facto* nous permet d'évaluer la sensibilité de nos résultats au type de classification utilisée. Enfin, pour mesurer la volatilité, nous procéderons à des tests de racines unitaires en panel pour vérifier la présence de tendance stochastique ou déterministe dans les variables dont nous voulons mesurer la volatilité. A partir des résultats de ces tests, nous retiendrons la spécification du processus générateur de chaque variable qui servira à calculer sa volatilité.

Le second thème de notre recherche porte sur les effets que le système de change exerce sur la relation entre la croissance et la volatilité. Pour ce faire, nous évaluerons les modifications par le régime de change de l'impact direct de la volatilité sur la croissance et des effets indirects que la volatilité exerce sur la croissance à travers l'investissement, le capital humain, l'ouverture commerciale et le développement financier.

L'étude des effets de la volatilité sur la croissance a été relancée par l'article de Ramey et Ramey (1994). Ces auteurs montrent que la volatilité est un facteur de moindre croissance dans les pays industrialisés et dans les pays en développement et que l'investissement n'est pas le principal canal par lequel la volatilité réduit la croissance. Par la suite, le résultat de Ramey et Ramey a été corroboré par d'autres études. D'autres mécanismes de transmission de la volatilité à la croissance ont été aussi étudiés. Le commerce, le capital humain et le développement du système financier ont été évalués comme canaux de transmission (voir Fatás, 2002; Hnatkovska et Loayza, 2003; Martin et Rogers, 2000; Kose *et al.*, 2005a). Pour conduire notre recherche, nous nous plaçons dans le cadre d'analyse de la littérature sur les relations entre la croissance et sa volatilité. Nous nous basons également sur les travaux sur les relations entre le régime de change et la croissance d'une part et les liens entre le régime de change et la volatilité d'autre part. Notre analyse peut ainsi être vue comme une tentative de lier l'étude séparée des relations entre le régime de change et la volatilité d'un côté et les relations entre le régime de change et la

croissance de l'autre. En fait, nous sommes parti du constat de Levy Yeyati et Sturzenegger (2003) que les pays dans lesquels le régime de change affecte la volatilité de la croissance sont également ceux dans lesquels le régime de change affecte la croissance. Ce constat conduit à la question suivante : les effets de la volatilité sur la croissance dépendent-ils du régime de change en vigueur ?

Nous avons essayé de répondre à cette question dans le chapitre trois. Comme dans le chapitre deux, nous traitons le choix du régime de change comme endogène et nous utilisons la technique des variables instrumentales. Dans ce chapitre, nous évaluons aussi les modifications par le régime de change des effets indirects que la volatilité exerce sur la croissance. Plus précisément, nous quantifions les modifications par le régime de change des effets indirects que la volatilité exerce sur la croissance à travers l'investissement, le capital humain, l'ouverture commerciale et le développement financier. Ces canaux sont les principaux identifiés dans la littérature sur les liens croissance-volatilité. Dans l'analyse des relations entre la croissance et la volatilité, l'ajustement de l'économie joue un rôle central. Le régime de change influencera la relation croissance-volatilité principalement en affectant l'ajustement de l'économie à la volatilité. Cette raison explique pourquoi nous avons privilégié les régimes de change *de facto* dans ce chapitre<sup>4</sup>.

Par rapport au chapitre deux, le présent chapitre nous permet d'établir que le coût de croissance induit par la volatilité n'est pas identique entre les régimes de change alternatifs. Autrement dit, un même niveau de volatilité génère une réduction de croissance qui diffère selon le régime de change. Ainsi, au delà du fait que le régime de change affecte la volatilité qui est elle-même un facteur de moindre croissance économique, un même niveau de volatilité génère une réduction de croissance qui varie selon le régime de change.

---

4 Les régimes *de facto* de Reinhart et Rogoff (2003) sont classés à partir du comportement effectif du taux de change, ce comportement étant important dans l'analyse du chapitre 3.

Le troisième axe de recherche de notre thèse concerne les effets du régime de change sur l'ajustement de l'économie mesuré par les déséquilibres du taux de change réel. Depuis les travaux de Milton Friedman, la littérature évoque régulièrement les effets du système de change sur l'ajustement de l'économie aux perturbations qui l'affectent comme l'un des principaux arguments de la non neutralité du système de change. En général, il est postulé que les régimes de change flexibles permettent un meilleur ajustement économique notamment en présence de rigidités nominales. Tout au long de notre analyse, nous utilisons cet argument fondamental.

Notre objectif dans le dernier chapitre est d'étudier les effets du système de change sur l'ajustement économique que nous mesurons par le mésalignement du taux de change réel. Pour mener cette analyse, nous utilisons les techniques de panels non stationnaires pour estimer une relation de long terme entre le taux de change réel et ses déterminants réels et monétaires. Le modèle théorique établissant ces relations a été initialement formalisé par Edwards (1988). L'auteur montre que le taux de change réel d'équilibre est déterminé par des variables réelles appelées fondamentaux du taux réel alors que le taux de change réel courant dépend des fondamentaux mais aussi des variables nominales. Les techniques de panels non stationnaires développées par Pedroni (1996, 2000 et 2004) nous permettent d'estimer la relation de long terme ou relation de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants. À partir des coefficients estimés, nous calculons le taux de change réel d'équilibre comme le taux de change réel qui prévaut lorsque les fondamentaux sont à leurs valeurs d'équilibre. L'avantage de cette approche est de permettre d'avoir un taux de change réel d'équilibre qui varie dans le temps en fonction de l'évolution des fondamentaux économiques. L'écart du taux de change réel courant par rapport au taux de change d'équilibre représente le mésalignement. Cet indicateur de mésalignement est considéré comme une mesure de l'ajustement économique global. À l'aide de cet indicateur nous étudions l'impact des régimes de change sur l'ajustement économique.

De plus, nous utilisons les régimes de change officiels et les régimes *de facto* de Reinhart

et Rogoff (2003) dans l'analyse des effets de la politique de change sur le mésalignement. Cela nous permet de comparer leurs effets sur les déséquilibres du taux de change réel. Nous comparons également les effets des écarts entre les régimes officiels et les régimes *de facto* pour savoir si les pays qui tiennent leurs promesses enregistrent des performances différentes de celles des pays qui renient leurs engagements. Pour affiner notre évaluation de l'impact du système de change sur le mésalignement, nous avons également distingué les épisodes de surévaluation réelle de ceux de sous-évaluation réelle. Cet exercice nous permet de savoir si les différences dans les effets du régime de change sur le mésalignement moyen traduisent des probabilités différentes d'apparition d'épisodes de surévaluation et de sous-évaluation réelles.

Nous débutons par un premier chapitre dans lequel nous précisons les concepts de régimes de change que nous utiliserons pour conduire notre recherche. Nous définissons d'abord le régime de change et nous présentons les principales catégories de systèmes de change. Ensuite, nous exposons les deux principales catégories de classification des régimes de change, à savoir la classification *de jure* ou officielle proposée par le FMI et les classifications *de facto* développées par Levy Yeyati et Sturzenegger (2005) et Reinhart et Rogoff (2003). Enfin, nous présentons également les écarts entre ces classifications.



# Chapitre 1 : Régimes de change : définition et classifications

## *Introduction*

Notre thèse vise à analyser les effets macroéconomiques du système de change. Cette analyse nécessite de définir et mesurer le régime de change. Autrement dit, comment définit-on la politique de change ? Quelles sont les approches disponibles pour classer les systèmes de change ? Lesquelles choisir ?

Répondre à ces questions peut sembler simple en apparence mais cette tâche se heurte à plusieurs difficultés théoriques et pratiques (voir Goldstein, 2002). En effet, les politiques de change ont profondément évolué dans le temps. Bruno (2004) a analysé le choix de régimes de change dans une perspective historique. Il note qu'au début du 20<sup>ième</sup> siècle, le choix du régime de change était relativement simple. La plupart des pays avancés avaient adopté le système de l'étalon-or qui était perçu comme le symbole d'une bonne gestion macroéconomique et financière. Ceux de ces pays qui étaient crédibles pouvaient alors emprunter dans leur propre monnaie à un coût relativement faible. Ces pays pouvaient également suspendre temporairement leur participation à l'étalon-or lorsqu'ils faisaient face à des événements exceptionnels tels que les crises économiques ou bancaires ou pour financer l'effort de guerre. Concomitamment à l'étalon-or, existaient des systèmes de taux de change flottants et de monnaie fiduciaire dans les pays de la périphérie. La perception de ces systèmes était qu'ils traduisaient un manque de crédibilité des politiques économiques et des autorités nationales. Au début du 21<sup>ième</sup> siècle, selon Bruno (2004), le choix a radicalement changé à cause du développement des marchés financiers, de l'intégration financière internationale et de la réticence à sacrifier le plein-emploi à la politique de change. Les pays avancés, à l'exception notable de ceux de la zone Euro (et des pays candidats), ont alors opté pour des taux de change flottants. Les pays en développement tentent

ou sont incités à imiter les pays avancés comme au début du siècle dernier. Une caractéristique majeure de la situation actuelle est qu'entre les systèmes de flottement libre et ceux de fixité extrême se sont développés des régimes intermédiaires très variés. Une branche dynamique de la littérature économique aborde le choix du régime de change optimal (voir Frankel, 1999). Nous ne reviendrons pas sur cette littérature bien que nos résultats puissent déboucher sur des implications concernant le choix du régime. Nous signalerons que la diversité des régimes de change implique qu'on essaie de les identifier correctement. En effet, l'évolution et les effets économiques des systèmes de change ne peuvent être appréhendés correctement sans une identification satisfaisante des régimes de change. Il en est de même des implications tirées des études des régimes de change, de la coopération dans le domaine de la politique de change, etc. Ce chapitre vise à introduire la notion de régime de change que nous utiliserons pour mener notre travail de recherche. Après avoir défini le concept de régime de change, nous présenterons les deux approches utilisées dans la littérature pour identifier les systèmes de change. La classification officielle est publiée chaque année par le Fonds Monétaire International (FMI). Elle recense les régimes déclarés par les pays membres du Fonds. Mais les incohérences entre les régimes déclarés par les pays et ceux qu'ils poursuivent ont conduit à l'élaboration de nouveaux schémas de catégorisation basés sur les pratiques de change des pays. Le développement de ce second type d'approches, dénommées classifications *de facto*, a donné lieu à un regain de la littérature empirique et théorique portant sur les politiques de change<sup>5</sup>. Outre les divergences entre régimes déclarés et régimes effectivement poursuivis, la littérature a quelques fois remis en cause certains résultats antérieurs sur les relations du système de change avec l'économie. Reinhart et Rogoff (2003) suggèrent même que la neutralité du système de change vis-à-vis de l'économie réelle mise en évidence par des auteurs comme Baxter et Stockman (1988) pourrait être la conséquence d'une mauvaise description des politiques de change par la classification

---

5 Voir, entre autres, les exemples cités par Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) ainsi que les chapitres suivants de cette thèse et les références que nous y mentionnons.

officielle.

Nous présenterons deux des principales classifications *de facto* qui sont utilisées dans la littérature, à savoir l'approche de Levy-Yeyati et Sturzenegger et celle de Reinhart et Rogoff. Nous exposerons le principe de ces schémas ainsi que leurs avantages et limites. Nous aborderons aussi les différences qu'ils induisent entre eux et en comparaison avec les régimes officiels. Nous concluons ce chapitre en précisant les bases de régimes de change que nous avons retenues pour mener à bien notre travail.

## ***I- Définition et typologie***

Le système de change désigne l'ensemble des principes et règles qui organisent le cadre dans lequel la valeur nominale de la monnaie domestique est déterminée. Cette valeur appelée taux de change nominal peut être déterminée par rapport à une ou plusieurs monnaies étrangères ou par rapport à une marchandise comme l'or ou l'argent. Par conséquent, le système de change guide les interventions des autorités monétaires – la banque centrale en général – sur le marché des changes et éventuellement l'usage de la politique monétaire pour défendre ou influencer l'évolution du taux de change.

La gamme de régimes de change s'est fortement enrichie au fil du temps (Bordo, 2004). En effet, il existe un continuum de régimes de change, allant du libre flottement à la fixité extrême. Ces régimes sont généralement regroupés en trois grandes catégories<sup>6</sup> : les régimes de change fixes, les régimes intermédiaires et les régimes de flottement. La séparation entre ces trois groupes n'est pas toujours évidente (Obstfeld et Rogoff, 1995; Backus, 2005) dans la mesure où, par exemple, un même régime intermédiaire peut être considéré suffisamment

---

6 En réalité, les régimes de change sont regroupés en un nombre de grandes catégories qui varie dans la littérature.



flexible pour être classé dans les régimes flexibles ou assez rigide pour être classé comme fixe (Frankel, 2003). Outre les fluctuations du taux de change nominal, les systèmes de change se distinguent entre eux également par le degré d'autonomie qu'ils confèrent à la politique monétaire (Bailliu *et al.*, 2002). En fait, les régimes fixes imposent un régime monétaire compatible avec la parité de change alors que les systèmes de flottement peuvent opérer avec divers ancrages nominaux tels qu'une cible d'inflation, une cible de croissance de masse monétaire ou une cible de taux d'intérêt (Reinhart et Rogoff, 2003). En pratique, la difficulté à identifier les régimes monétaires des systèmes de change flexibles amène la plupart des auteurs à ne pas les prendre en compte pour classer les régimes de change (Tavlas, Dellas et Stockman, 2008). Une exception est Bailliu *et al.* (2002) qui identifient les régimes monétaires d'une soixantaine de pays entre 1973 et 1998.

Dans le passé, certains pays ont mis en œuvre un système de change multiple dans lequel plusieurs taux de change fixes coexistent mais sont appliqués à des transactions différentes. Les systèmes de change multiples peuvent aussi combiner un ou plusieurs taux de change fixes avec un taux de change libre de marché, ce dernier étant généralement destiné aux opérations du compte de capital.

**Régime de change fixe** : c'est un régime dans lequel les autorités fixent (unilatéralement ou non) le taux de change nominal de référence et s'engagent à vendre ou acheter toute quantité de monnaie domestique demandée ou offerte par le public aux cours annoncés (Obstfeld et Rogoff, 1995). En adoptant un tel régime, les autorités s'engagent également à défendre la parité de change par des interventions sur le marché des changes ou par la politique monétaire. Les régimes fixes comprennent les unions monétaires, les systèmes de dollarisation, les caisses d'émission et les systèmes de change fixes ajustables. Les trois premiers – dans lesquels la fixité est institutionnelle – sont généralement connus sous le nom de *hard pegs* dans la littérature. Dans

une union monétaire, plusieurs pays adoptent une monnaie commune ainsi qu'une banque centrale commune qui met en œuvre la politique monétaire commune et gère les réserves de change de l'union. Les deux zones franc CFA africaines et la zone euro constituent des exemples d'union monétaire. Quand un pays adopte unilatéralement la monnaie d'un autre comme sa propre monnaie, on parle de dollarisation. Dans ce cas, la politique monétaire domestique est abandonnée aux autorités monétaires du pays de rattachement de la monnaie. La monnaie du Panama et de l'Equateur est le dollar américain. Dans une caisse d'émission, la banque centrale crée de la monnaie domestique à la parité en vigueur, uniquement en contrepartie de la devise étrangère de rattachement. La monnaie centrale est entièrement couverte par les réserves de change de la banque centrale dans la devise de rattachement de la monnaie<sup>7</sup> (Frankel, 1999; Bruno, 2004; Tavlas, Dellas et Stockman, 2008). En réalité, la politique monétaire discrétionnaire est quasiment éliminée et les variations de la base monétaire sont tributaires des performances extérieures (commerciales et financières) du pays qui, elles-mêmes, déterminent les variations de réserves de change. Un exemple récent de caisse d'émission est l'Argentine de 1991 à 2001. La Bulgarie et Hong Kong ont aussi un système de caisse d'émission. Dans les systèmes conventionnels de change fixes mais ajustables, le taux de change, défini par rapport à une ou plusieurs devises, peut varier dans des marges étroites autour d'une parité centrale fixée par les autorités. Ces régimes autorisent une modification discrétionnaire et exceptionnelle de la parité fixe de la monnaie domestique en cas de « déséquilibre fondamental » (Johnson, 1969 et Goldstein, 2002). Le système de change fixe généralisé de Bretton Woods, le rattachement du franc CFA au franc français puis à l'euro fournissent des illustrations de ce type d'arrangement.

Une caractéristique partagée par tous les régimes de change fixes est qu'ils subordonnent la politique monétaire à la défense de la parité de change (Frankel, 1999 et 2003). Cette réduction de l'autonomie de la politique monétaire croît avec la fixité du taux de change nominal. Elle est accentuée par la libéralisation des opérations de change et l'ouverture financière.

---

<sup>7</sup> Dans la pratique, le taux de couverture légal est très élevé mais pas toujours à 100 % (voir Goldstein, 2002).

**Régime de change flottant** : Les régimes de flottement sont ceux dans lesquels le taux de change est déterminé par l'offre et la demande de la monnaie domestique sur le marché des changes<sup>8</sup>. Les autorités monétaires peuvent intervenir sur ces marchés ou se servir de la politique monétaire pour influencer l'évolution de la parité de change mais pas dans le but de défendre une parité donnée. Dans le cas où les autorités interviennent pour atténuer des fluctuations jugées excessives du taux de change, le système de change est qualifié de flottement administré. En l'absence d'intervention, on parle de flottement indépendant, libre ou pur (Frankel, 1999 et Edwards et Savastano, 1999). Le Japon, le Canada, l'Afrique du Sud, les Etats-Unis, la Grande Bretagne, l'Australie sont des exemples actuels de pays avec un taux de change flottant.

**Régimes de change intermédiaires** : Entre les systèmes de change fixes et flottants se trouve un continuum de régimes intermédiaires. Appartiennent à cette catégorie<sup>9</sup>, les *crawling pegs* et les *crawlings bands*. Dans les premiers, les autorités ciblent une trajectoire fixe d'évolution du taux de change nominal (Obstfeld et Rogoff, 1996), permettant ainsi un ajustement graduel du taux de change par dévaluation. Dans un système de *crawling bands*, la banque centrale annonce une bande large<sup>10</sup> de fluctuation du taux de change autour d'une parité centrale qui est elle-même modifiée périodiquement. Ces modifications sont d'ampleur relativement faible et visent à éviter ou à réduire le mésalignement du taux de change (Williamson, 1998) qu'induirait une accumulation des différentiels d'inflation positifs avec le pays d'arrimage. Les autorités s'engagent également à intervenir pour maintenir le taux de change à l'intérieur de la bande de fluctuation. Les modifications de la parité ou des bandes peuvent se faire *ex ante* ou *ex post*. À des degrés variables, les régimes intermédiaires combinent la présence d'un ancrage de taux de

---

8 Le taux de change est déterminé de manière continue sur les marchés (Johnson, 1969).

9 Frankel (1999) inclut également dans les régimes de change intermédiaires, les *pegs* ajustables, les systèmes de fixité par rapport à un panier de devises et les zones ou bandes cibles. Mais Obstfeld et Rogoff (1995) considèrent que les *pegs* ajustables sont des systèmes de change fixes si les modifications de parité ne sont pas fréquentes. Se référer à Frankel et Goldstein (1989) et Obstfeld et Rogoff (1995) pour les zones cibles.

10 Les bandes de fluctuations sont plus larges que celles des taux de change fixes conventionnels. Selon Williamson (1998), les bandes doivent être larges de 5% au moins.

change nominal à une relative flexibilité du taux de change. En effet, la parité centrale de change par rapport à une ou plusieurs devises, la pondération du panier ou les marges de fluctuations autour de la parité centrale peuvent être modifiées. Cela confère une autonomie plus grande à la politique monétaire en comparaison avec les systèmes de change fixes. Des régimes de change intermédiaires ont été mis en œuvre dans le passé dans plusieurs pays d'Amérique Latine tels que l'Argentine, le Mexique, le Chili, la Bolivie. Un autre exemple bien connu de bandes est le système de change monétaire européen qui a été mis en œuvre en 1978 et dont la largeur de bandes de fluctuations autour d'une parité centrale par rapport au deutsche mark a été substantiellement élargie après les crises de change de 1992-1993 dans plusieurs pays membres (voir Obstfeld et Rogoff, 1995 et Edwards et Savastano, 1999).

## **II- Classifications des systèmes de change**

Deux grandes approches ont été utilisées pour classer les régimes de change : l'approche *de jure* qui se fonde sur les déclarations des pays et les classifications *de facto* qui se basent sur leurs actions. Nous exposons tour à tour ces classifications, leurs avantages et leurs limites.

### **II.1- La classification *de jure***

Pendant longtemps, le rapport « *Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* » publié annuellement par le FMI depuis 1950 a constitué la principale source d'information sur les régimes de change<sup>11</sup>. Le rapport recense les déclarations de politique de change et de paiements internationaux des pays membres. La classification du FMI est connue sous le nom de classification officielle ou classification *de jure*. Elle demandait aux pays de notifier le régime de change qu'ils mettent en œuvre comme appartenant à l'une des catégories préalablement définies

---

<sup>11</sup> Sauf précision contraire, la classification du FMI fait référence à la classification officielle ou *de jure*.

par le FMI. En fait, les catégories de systèmes de change proposées par le FMI ont évolué au cours du temps comme le montre l'encadré 1, extrait de Reinhart et Rogoff (2002). De deux catégories de régimes de change jusqu'en 1982, on est passé à 4 à partir de 1983 puis à 8 à partir de 1999. Pour décrire la méthode de détermination des différents régimes, considérons le regroupement en quatre grands systèmes utilisé en 1997 et 1998. Les régimes de change fixes regroupent les unions monétaires, la dollarisation, les caisses d'émission et les systèmes de change fixes conventionnels. Dans ces derniers, les marges de fluctuation du taux de change nominal autour de la parité de référence (par rapport à une devise ou à un panier de devises) sont très étroites, inférieures à 1%. Une seconde possibilité est que les valeurs maximale et minimale du taux de change doivent demeurer dans des bandes étroites de 2% pendant au moins trois mois (Bubula et Ötoker-Robe, 2002). La flexibilité limitée englobe tous les régimes se situant entre la catégorie fixe et le flottement administré. Les marges de fluctuations sont plus grandes que celles des systèmes fixes. La flexibilité limitée regroupe les systèmes de bandes horizontales de fluctuations autour d'une parité centrale, les *crawling pegs* et les *crawling bands*. Les deux catégories restantes sont le flottement administré et le flottement indépendant.

**Encadré 1** : Evolution des catégories de régimes de change du rapport annuel sur les arrangements et restrictions de change du FMI

**Volumes 1950-1973**

1. Par value or central rate exists--Par value of central rate applied
2. Effective rate other than par value or central rate applicable to all or most transactions: fixed rate or fluctuating rate

**Volume 1974**, (no mention of par values)

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of: US Dollar, Sterling, French Franc, group of currencies, and average of exchange rates of main trading partners.
2. Exchange rate not maintained within relatively narrow margins

**Volumes 1975-1978**

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of: US Dollar, Sterling, French Franc, South African Rand or Spanish Peseta, group of currencies (under mutual intervention arrangements), and composite of currencies.
2. Exchange rate not maintained within narrow margins

**Volumes 1979-1982**

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of US Dollar, Sterling, French Franc, Australian Dollar, Portuguese Escudo, South African Rand or Spanish peseta, a group of currencies (under mutual intervention arrangements), a composite of currencies, and a set of indicators.
2. Exchange rate not maintained within relatively narrow margins

**Volumes 1983-1996**

Exchange rate determined on the basis of :

1. a peg to: the US Dollar, Sterling, the French Franc, other currencies, and composite of currencies
2. limited flexibility with respect to: a single currency, cooperative arrangement
3. More flexible arrangements: adjusted according to a set of indicators, other managed floating, and
4. independently floating.

**Volumes 1997-1998**

1. Pegged to: single currency, composite of currencies
2. Flexibility limited
3. Managed floating
4. Independent floating

**Volumes 1999-2001**

1. Exchange arrangement with no separate legal tender
2. Currency board arrangement
3. Conventional pegged arrangement
4. Pegged exchange rate within horizontal bands
5. Crawling peg
6. Crawling band
7. Managed floating with no pre-announced path for the exchange rate
8. Independently floating

Sources: International Monetary Fund, *Annual Report on Exchange Restrictions*, 1950-1978 and *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*, 1970-2001.

**Source** : Reinhart et Rogoff (2002).

Les régimes officiels dévoilent les intentions ou promesses des autorités nationales ou internationales en matière de politique de change et parfois de politique monétaire. En effet, en annonçant un régime de change donné, les autorités s'engagent à éventuellement se servir de la politique monétaire si cela s'avère nécessaire pour délivrer le régime promis. Par conséquent, la classification *de jure* est importante dans les domaines où les anticipations jouent un rôle crucial<sup>12</sup>. Par exemple, l'effectivité de la politique monétaire dépend des anticipations des agents sur son évolution future et sur les autres décisions du gouvernement. La décision d'investir est étroitement liée au sentier d'évolution future anticipé des taux d'intérêts, des performances économiques... Les régimes *de jure* jouent donc un rôle essentiel dans la formulation des anticipations qui elles-mêmes conditionnent la crédibilité des décisions des autorités et influencent les décisions des agents économiques. En ce sens, la classification officielle propose une approche d'anticipation ou approche *forward-looking*, permettant aux agents économiques de formuler des anticipations d'évolution de la politique de change et éventuellement de la politique monétaire. Ils peuvent permettre aux autorités d'influencer les anticipations des agents économiques et par là leurs décisions (détermination des salaires et des prix, investissement ...).

Bien que conscients de ce fait, les autorités décident quelques fois, de ne pas annoncer publiquement le régime de change qu'elles mettent en œuvre. C'est le cas par exemple lorsqu'un pays rattache sa monnaie à un panier de devises mais n'en dévoile pas la composition ou la pondération attribuée à chaque devise. Cette décision peut conférer une relative marge de manœuvre aux autorités car elle peut leur permettre de modifier le taux de change, de limiter ses fluctuations ou de le laisser fluctuer (Frankel et Wei, 2008), sans renier un engagement. Cette latitude s'avère particulièrement utile quand la défense du taux de change devient très coûteuse (Frenkel et Goldstein, 1989). Dans l'évolution récente de sa politique de change, la Chine a opté pour une bande de fluctuations du yuan par rapport à onze devises sans dévoiler la pondération

---

<sup>12</sup> De plus, la classification officielle couvre un grand nombre de pays, sur une période de temps relativement longue et elle a été régulièrement mise à jour jusqu'en 1998 (Bubula et Ötoker-Robe, 2002).

du panier de rattachement (Frankel et Wei, 2008).

En réalité, il a été constaté que, dans plusieurs pays, à différentes périodes, le régime de change observé était différent de celui initialement promis. En effet, Calvo et Reinhart (2002) ont mis en évidence une épidémie de « peur du flottement » qui traduit le fait que de nombreux pays déclarant officiellement un système de change flottant mettent en œuvre, de fait, un régime fixe (voir aussi, Calvo et Reinhart, 2000). Ces pays interviennent massivement pour limiter substantiellement les fluctuations de leur taux de change, le transformant ainsi en un taux fixe. En outre, des pays qui annoncent des systèmes de change fixes modifient si fréquemment la parité de leur monnaie que le régime devient flexible *de facto* (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005; Reinhart et Rogoff, 2002; Frankel et Wei, 2008 et Frankel, 2003).

Pourquoi un pays qui désire fixer son taux de change déclare-t-il un système de change plus flexible ? Pour un même régime de fixité, un engagement est plus contraignant (Reinhart et Rogoff, 2002) et il peut exposer le pays à des attaques spéculatives (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005; Genberg et Swoboda, 2005). Cependant, la nature même des régimes *de jure* implique l'existence d'interactions stratégiques entre le public et les autorités. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, il est impossible pour les autorités d'annoncer un régime de change et ensuite, systématiquement dévier de celui-ci. Les agents économiques constatant que les autorités ont renié leurs engagements plusieurs fois et de manière systématique par le passé, finissent par ne plus accorder de crédit aux annonces. Le comportement futur des autorités est alors interpolé de leur comportement antérieur et la classification officielle devient caduque. Si le public trouve que les promesses de politique de change ne sont pas crédibles, le résultat est le même. Les divergences entre les promesses de change et les faits réduisent la transparence des politiques de change et par conséquent compliquent la surveillance des politiques des pays membres par le FMI. En outre, elles peuvent remettre en cause les résultats ainsi que les implications de politiques basés sur les régimes *de jure* (Bubula et Ötoker-Robe, 2002). Ces



divergences ont finalement contraint le FMI à amender sa classification à partir de 1997 en complétant les déclarations des pays par d'autres informations<sup>13</sup> sur leurs pratiques de change. Néanmoins, comme le soulignent Reinhart et Rogoff (2002), le taux de change nominal officiel demeure la variable principale utilisée par le FMI pour identifier les systèmes de change. En dehors de l'approche modifiée du FMI, d'autres schémas ont été développés pour classer les régimes de change mis en œuvre par les pays. Ces schémas sont connus sous le nom de classifications *de facto*. Parmi les plus célèbres se trouvent la classification proposée par Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003; 2005) et celle développée par Reinhart et Rogoff (2003). Nous aborderons le principe, les avantages et les limites de ces deux démarches *de facto* dans la section suivante.

## II.2- Les classifications *de facto*

Si la classification du FMI est la principale classification *de jure*, plusieurs classifications *de facto* ont été élaborées dans la littérature. Nous regroupons sous la désignation *de facto*, les approches mixtes (*e.g.*, Ghosh *et al.*, 1995) bâties sur les régimes officiels tout en corrigeant leurs incohérences avec les faits et les approches purement *de facto* qui sont indépendantes de la classification officielle (*e.g.*, Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005). Outre les deux que nous exposerons dans cette section, d'autres ont été développées pour des études spécifiques ou non. Toutes ces approches essaient de dépasser les intentions annoncées par les pays en intégrant ce qu'ils font. Plusieurs de ces démarches utilisent en complément d'information le comportement d'autres agrégats économiques comme les réserves de change ou le taux d'intérêt nominal. Par exemple, Ghosh et ses coauteurs (1995) partent de la classification du FMI pour ensuite

---

13 Ces informations portent sur le cadre de la politique monétaire, les intentions implicites ou explicites des autorités, les variations du taux de change et des réserves de change (Rogoff *et al.*, 2004). La publication de l'ancienne classification a cessé en 1999 (Tavlas, Dellas et Stockman, 2008; Rogoff *et al.*, 2004). La nouvelle classification a été utilisée et actualisée par Bubula et Ötker-Robe (2002) pour couvrir les autres années de la décennie 1990.

distinguer parmi les pays à régime de change officiel fixe les « ajusteurs fréquents » – *i.e.*, ceux qui modifient la parité au moins deux fois dans l'année – des autres pays qui modifient moins souvent leur parité de change. Bailliu *et al.* (2002) distinguent d'une part les régimes de change fixes des systèmes intermédiaires et flexibles et d'autre part, ils identifient la présence d'un ancrage nominal guidant la conduite de la politique monétaire dans les régimes non fixes. À l'aide d'un modèle de choix multinomial, Dubas *et al.* (2005) décomposent le taux de change officiel de plus de 170 pays, de 1971 à 2002, en une composante systématique correspondant au régime de change *de facto* et un résidu mesurant l'écart entre le régime officiel et le régime *de facto*. Leurs variables indépendantes sont la volatilité du taux de change nominal effectif, le taux de change bilatéral (par rapport à une monnaie de référence pertinente) et les réserves de change. Frankel et Wei (2008) essaient de réconcilier les approches classant les régimes de change à l'aide du degré de flexibilité du taux de change et celles servant à identifier les devises des paniers d'ancrage et leur pondération implicite<sup>14</sup>. Ils appliquent ensuite cette méthodologie à quinze pays, sur la période 1980-2007. D'autres classifications *de facto* non exhaustives<sup>15</sup> ont été développées par Bénassy-Quéré, Coeuré et Mignon (2006), Bubula et Ötoker-Robe (2002), Shambaugh (2004), Klein et Shambaugh (2006).

Contrairement aux régimes *de jure* qui recensent les engagements des autorités, les schémas *de facto* suivent une démarche rétrospective basée sur les données et les comportements observés pour classer les régimes de change. Le taux de change nominal est en général la principale variable de classification, à laquelle sont jointes d'autres variables telles que les réserves de change ou les taux d'intérêt. Les méthodes *de facto* couvrent des pays ou des périodes de temps qui varient d'une classification à l'autre.

Nous présentons les deux classifications les plus utilisées dans la littérature économique

---

14 Les droits de tirage spéciaux (SDR) servent de numéraire pour identifier les paniers de rattachement.

15 Tavlas, Dellas et Stockman (2008) décrivent plusieurs classifications *de facto*. Voir aussi Rogoff *et al.* (2004). Dans les chapitres suivants, nous mentionnerons d'autres exemples de classifications *de facto*.

que sont la base de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) et celle compilée par Reinhart et Rogoff (2003).

### **II.2.1- La classification de Levy-Yeyati et Sturzenegger (LYS)**

Levy-Yeyati et Sturzenegger ont recours à une méthode statistique pour classer les régimes de change de 183 pays, pour chacune des années de 1974 à 2000. Depuis la première base compilée en 2002, les auteurs ont procédé à des révisions dans l'objectif d'améliorer leur classification des systèmes de change. Concrètement, chaque pays est assigné chaque année à un régime de change donné à l'aide d'une analyse de *clusters* utilisant comme variables de classification les variations du taux de change nominal officiel, la volatilité de ces variations et la volatilité des réserves de change. Chaque observation est assignée à l'un des quatre régimes que sont les systèmes de change fixes, les *crawling pegs*, les régimes de flottement administré et ceux de flottement libre. Selon la stratégie de catégorisation, les régimes de change fixes se caractérisent par une stabilité du taux de change nominal dont la contrepartie est une forte volatilité des réserves de change. Par contre, un taux de change nominal volatile et des réserves de change stables sont associés aux systèmes de change flottants<sup>16</sup>. Entre ces deux extrêmes, les *crawling pegs* sont identifiés par une faible volatilité des variations du taux de change nominal et une variabilité relativement forte des réserves. Les régimes de flottement administré présentent un taux de change nominal et des réserves volatiles ainsi que des fluctuations du taux de change relativement modérées. La monnaie de référence servant au calcul du taux de change nominal est la monnaie officielle de rattachement déclarée par les pays à système de change fixe. Pour les pays ne révélant pas leur monnaie d'ancrage, Levy-Yeyati et Sturzenegger retiennent la devise vis-à-vis de laquelle la monnaie nationale présente la plus faible volatilité. Les critères

---

16 La forte variabilité des réserves de change reflète l'activisme des autorités monétaires sur le marché des change pour défendre la parité fixe de la monnaie domestique. Quand le taux de change flotte librement, les autorités monétaires interviennent peu sur les marchés de change, d'où une stabilité relativement forte des réserves de change.

permettant d'assigner les observations aux différents régimes de change sont résumés dans le tableau 1 ci dessous.

**Tableau 1** : Critères de classification des régimes de change par LYS

Régime de change	Variabilité du taux de change nominal	Volatilité des variations du taux de change nominal	Volatilité des réserves de change
<b>Non concluants ou ambigus</b>	Faible	Faible	Faible
<b>Flexible</b>	Forte	Forte	Faible
<b>Flottement impur</b>	Forte	Forte	Forte
<b><i>Crawling Peg</i></b>	Forte	Faible	Forte
<b>Fixe</b>	Faible	Faible	Forte

Source : Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005).

La démarche statistique de Levy-Yeyati et Sturzenegger – dont la représentation graphique est reproduite ci-dessous – procède en deux étapes. Dans la première, les cinq premières observations de l'échantillon sont choisies pour représenter temporairement cinq groupes. Ensuite, chaque observation de l'échantillon est assignée au groupe qui en est le moins distant. Selon la procédure, une observation X remplacera un groupe G dont elle est la plus proche si la distance entre l'observation X et le centre du groupe G est supérieure à la plus petite distance entre paires de centres de groupes. De même, quand la distance minimale d'une observation X aux centres des cinq *clusters* est supérieure à toutes les distances du centre G auquel il est assigné relativement aux centres des quatre autres *clusters*, alors, l'observation X remplace le groupe G. La procédure est répétée jusqu'à l'assignation de toutes les observations de l'échantillon. Finalement, les cinq clusters ou groupes sont à leur tour assignés aux catégories de régimes retenues par les auteurs. Sur un échantillon total de 2860 observations, un nombre de 1798 observations ne peuvent être classées dans aucun des quatre régimes de change. Les auteurs procèdent, dans une seconde étape, à l'assignation de ces observations « non concluantes » suivant le même principe<sup>17</sup>. Ils parviennent à en classer 1100 signifiant ainsi qu'il reste 698

<sup>17</sup> La seconde étape diffère de la première par la variabilité faible des trois variables d'identification des régimes. Selon qu'un système de change flottant enregistre des chocs d'ampleur élevée ou faible, la variabilité du taux de change nominal sera forte ou faible. Ces deux configurations sont identifiées successivement dans la première et

observations non concluantes à l'issue de la deuxième étape. Ce dernier groupe s'ajoute à celui de 1062 cas (environ le quart des observations) pour lesquels les données d'au moins une des variables de classification manquent. Les auteurs optent alors pour une démarche consistant à classer comme régime de change fixe toute observation pour laquelle la volatilité du taux de change est nulle ainsi que les observations déclarées comme système fixe et pour lesquelles la volatilité du taux de change associée est très faible (moins de 0.1%). Des 698 observations, 73 ne peuvent être assignées aux régimes fixes alors que 419 observations des 1062 observations sont classées dans les systèmes de fixité. Au final, un ensemble de 1269 observations ne peut être assigné à aucun régime de change. Il se compose de 553 cas de rattachement de la monnaie domestique à des paniers inconnus, 73 cas non concluants après les deux étapes de la classification par *clusters* et 643 autres cas pour lesquels des données du taux de change ou des réserves de change n'existent pas. Nous avons repris les résultats de la classification tels qu'ils ont été résumés par Levy-Yeyati et Sturzenegger dans le tableau 2 ci-dessous et dans l'encadré 2.

**Tableau 2** : Classification de LYS et comparaison avec les régimes *de jure*

Régime	Première étape	Seconde étape	Observations aberrantes	Non concluants	Ad-hoc	LYS	FMI
<b>Flottant</b>	479	183				662	513
<b>Intermédiaire</b>	174	336	90			600	937
<b>Fixe</b>	409	581	39	625	419	2073	1885
<b>Total</b>	1062	1100	129	625	419	3335	3335

Source : Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005)

Levy-Yeyati et Sturzenegger ont ensuite comparé leurs régimes *de facto*<sup>18</sup> aux régimes officiels déclarés au FMI par les pays membres. Il ressort qu'environ deux tiers des observations de leur échantillon sont classés identiquement par les deux méthodes. Cette évidence est relativement rassurante puisqu'elle signale qu'une majorité des pays a déclaré le régime effectivement pratiqué ou a été en mesure de délivrer le régime promis. Au delà de ce sous-échantillon consensuel, des évolutions divergentes apparaissent entre les deux classifications. En

la seconde étape (voir table 2 dans Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005).

18 La démarche de LYS est indépendante des régimes officiels.

effet, la base de LYS indique que le nombre de régimes fixes a diminué dans les années 1970 et 1980 puis s'est stabilisé en 1990 alors que le nombre de systèmes de change fixes officiels a continuellement diminué dans le temps. Ce phénomène suggère selon les auteurs que beaucoup de régimes fixes de fait n'ont pas été déclarés au cours des années 1990. Le tableau 2 ci-dessus révèle également plusieurs aspects intéressants dans la composition des régimes de change. En effet, les régimes de change fixes restent la catégorie dominante, représentant plus de la moitié des observations dans les deux classifications. Par contre, les régimes flottants constituent la seconde catégorie la plus importante selon la base de LYS alors que cette position est occupée par les régimes intermédiaires dans la classification du FMI. En outre, LYS assignent un nombre nettement plus élevé d'observations aux régimes fixes et flottants par rapport aux régimes déclarés par les pays au FMI. Le nombre total d'observations appartenant aux régimes intermédiaires est nettement moins élevé chez LYS. Ainsi, le tableau fait ressortir des écarts substantiels entre les régimes déclarés par les pays et ceux qu'ils ont pratiqués de fait. Les auteurs affinent leurs caractérisations de ces divergences. Ils mettent en évidence une « peur de la fixité », phénomène désignant les pays qui opèrent un régime de change fixe sans l'annoncer. Par exemple, bien qu'en 1990 et en 2000, 58% des observations sont fixes *de facto*, seulement 56% et 49% sont déclarées comme régimes fixes ces mêmes années. De même, en 1980, les régimes fixes représentaient 79% des observations classées par LYS alors qu'ils ne représentaient que 68% dans la base du FMI<sup>19</sup>. Un second phénomène qui apparaît lorsque les régimes de change *de jure* et *de facto* sont comparés est la « peur du flottement ». Le nombre de régimes marqués par la peur du flottement s'est significativement accru en 1990 mais le phénomène est relativement ancien (voir table 4, page 1624, dans LYS, 2005). Enfin, un accroissement des régimes extrêmes de fixité et de flottement libre du taux de change au détriment des systèmes intermédiaires apparaît au cours du temps selon les deux classifications. Cependant, cette évolution n'apparaît dans la base de LYS qu'au niveau des pays industrialisés et émergents qui sont relativement plus

---

19 En 1974, les proportions de régimes fixes s'établissait à environ 75% dans les deux schémas de classification.

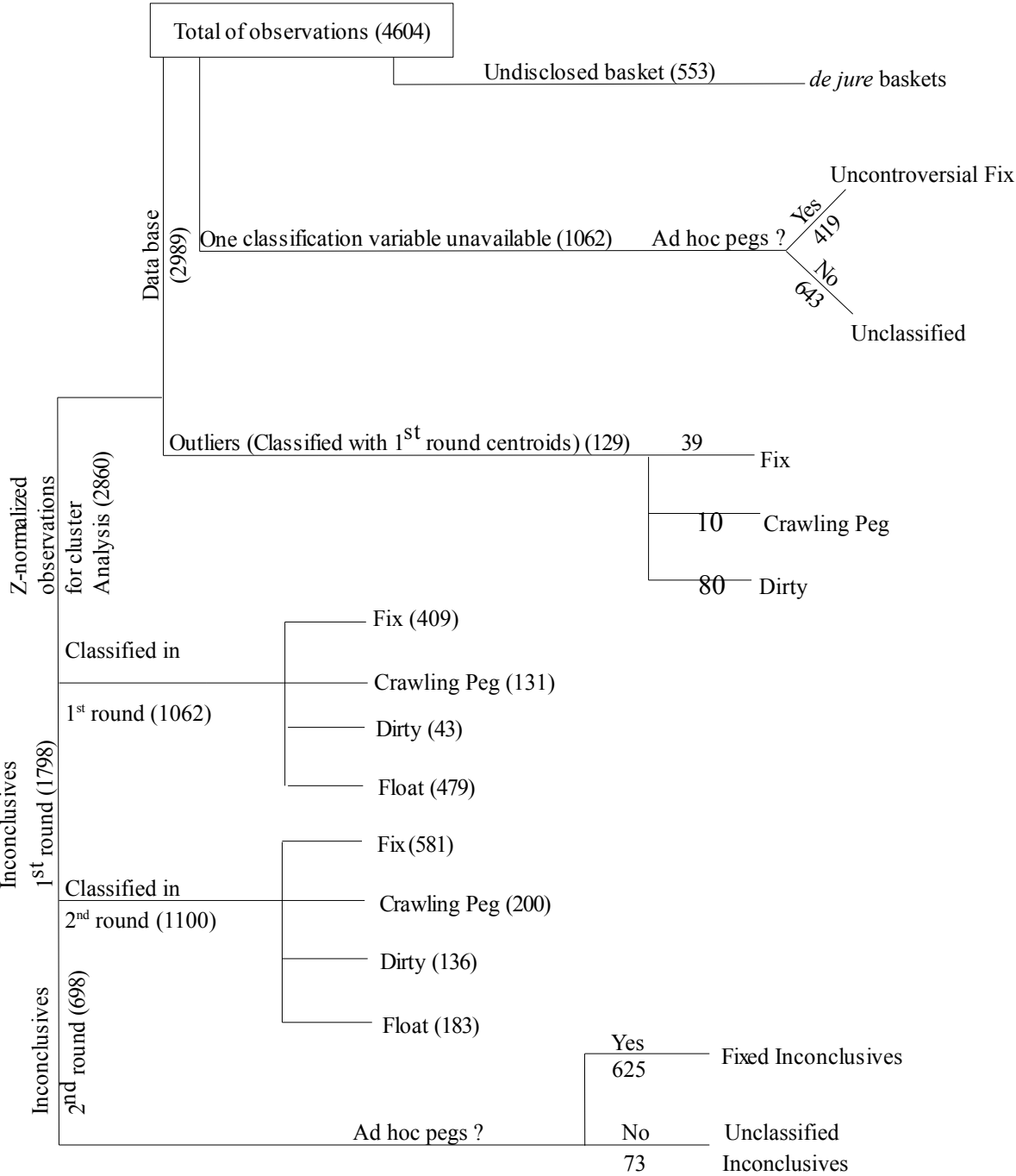
intégrés à la finance mondiale que les autres pays en développement. Les divergences entre régimes officiels et *de facto* invitent donc à beaucoup de précautions lorsque les régimes officiels de change sont utilisés pour évaluer les effets économiques de la politique de change.

L'approche proposée par Levy-Yeyati et Sturzenegger ouvre ainsi la possibilité d'une meilleure compréhension des relations entre le système de change et l'économie. Néanmoins, la démarche présente quelques limites. Il en est ainsi quand, par exemple, un pays change de régime. Dans ce cas, la classification de LYS ne semble pas toujours logique. Les auteurs citent l'Argentine qui a adopté sa caisse d'émission en avril 1991. Sur les trois derniers trimestres de 1991, le taux de change nominal était incontestablement fixe, à un dollar pour un peso. Mais, les fluctuations du taux de change nominal au cours du premier trimestre de cette année conduisent à classer l'Argentine comme un système de flottement administré en 1991. Le même problème survient pour l'Equateur qui a adopté le dollar américain en février 2000 mais dont le système de change est identifié cette année comme un flottement administré par LYS. Les auteurs imputent cette limite en partie au découpage calendaire qu'ils utilisent. D'autres cas controversés surviennent dans la base de LYS. La Nouvelle Zélande est assignée au groupe de régime fixe depuis 1992 même si le pays opère un système de change flexible. Enfin, les pays de la zone franc CFA sont classés comme régimes intermédiaires en 1994, année de la dévaluation de 50% du franc CFA. Cela est contestable dans la mesure où la parité initiale du franc CFA a été remplacée par une nouvelle qui est restée inchangée depuis, signifiant que le régime de change fixe n'a pas été abandonné. La classification par Reinhart et Rogoff (2003) de ces pays en régimes de change fixes en 1994 corrobore cette critique. Nous décrivons l'approche de Reinhart et Rogoff dans la section suivante. À ces limites s'ajoute une autre liée aux observations ne présentant pas de variation suffisante dans les trois indicateurs. LYS les considèrent comme non concluantes et reconnaissent que leur algorithme ne permet aucune amélioration de classement pour ce groupe relativement aux régimes officiels recensés par le FMI. Dans la mesure où ces

observations peuvent représenter, par exemple, des régimes de change fixes ou flexibles subissant peu de perturbations, l'approche de LYS réduit la précision de classification en les excluant. En général, les pays qui ont une cible d'inflation et un régime de change flexible seront incités à réagir aux fluctuations de leur taux de change nominal si elles sont transmises aux prix domestiques. Dans ce cas, le taux de change présentera des variations faibles bien que le régime soit officiellement flottant. Parmi les autres limites évoquées par les auteurs, figurent l'absence d'une prise en compte du rôle des mouvements de capitaux et des systèmes de change multiples ainsi que l'exclusion des pays qui fixent leur taux de change à des paniers de monnaies non dévoilés. Par ailleurs, la stabilité du taux de change peut résulter d'un environnement stable ou d'une défense réussie de la parité qui n'est pas forcément visible dans les changements des réserves de change. Enfin, LYS utilisent le taux de change officiel dont l'évolution peut s'écarter substantiellement de celle du taux parallèle ou taux du marché servant, dans certains situations, à la majeure partie des transactions économiques. Comme l'ont relevé Reinhart et Rogoff, le schéma adopté par LYS ne leur permet pas dans certains cas extrêmes d'assigner un régime de change à certains pays en développement sur toute la période considérée!



**Encadré 2 : Classification des régimes de change par LYS**



Source : Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005)

## ***II.2.2- La classification de Reinhart et Rogoff (RR)***

Contrairement à Levy-Yeyati et Sturzenegger, la classification « naturelle » de Reinhart et Rogoff (2003) tient compte des systèmes de taux de change multiples et se base sur le taux de change de marché ou le taux parallèle. Quand il existe, Reinhart et Rogoff trouvent que le taux de change parallèle ou de marché dans un système de change multiple est plus pertinent, en particulier quand sa couverture est large<sup>20</sup>. Selon eux, ce taux constitue un bon indicateur de la politique monétaire et de change car il se déprécie lorsque la politique monétaire est incompatible avec la fixité du taux de change. En fait, les auteurs montrent que, dans les pays en développement, la dépréciation du taux parallèle précède et prédit relativement bien la dévaluation de la parité officielle. Le taux parallèle évolue aussi plus étroitement avec l'inflation que le taux officiel. Reinhart et Rogoff classent les régimes de 153 pays, de 1946 à 2001, de façon plus détaillée que LYS. D'une part, ils offrent une classification fine comportant jusqu'à quinze catégories de régimes de change et une classification agrégée comportant cinq types de régimes (voir tableau 3 en Annexe). D'autre part, des régimes de change mensuels sont proposés ainsi que des régimes annuels<sup>21</sup>. La méthodologie de RR repose sur une analyse descriptive très documentée qui combine le taux de change du marché, le taux de change parallèle et une chronologie détaillée de l'histoire de change de chaque pays. La chronologie retrace, entre autres, les réformes monétaires et de change telles que les changements de monnaie, les dates d'adoption d'un régime de change, les dates de changement de monnaie d'ancrage, les dates d'unification des taux de change ainsi que les contrôles de change, la couverture du marché parallèle, etc. Différentes sources d'information nationales ou internationales sont utilisées. En ce sens, même si l'analyse descriptive du taux de change nominal occupe une place prépondérante dans le schéma de RR, celui-ci n'est pas purement statistique.

---

20 Hormis le monde développé et la zone CFA, la prime du marché parallèle dépasse 10% ailleurs. Naturellement, le taux du marché parallèle est inadapté s'il sert surtout à des transactions illégales (commerce de drogue, etc.).

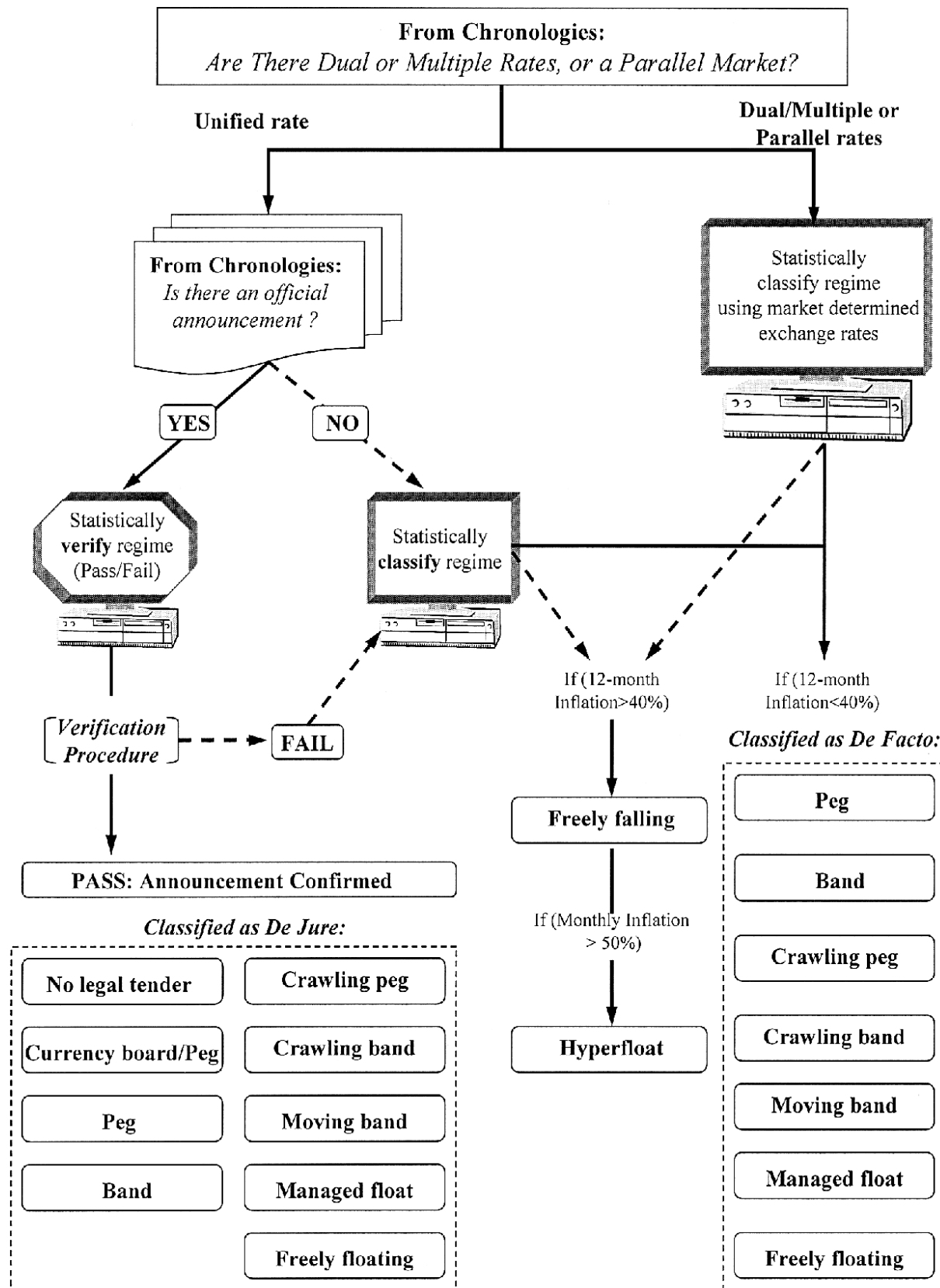
21 LYS se servent aussi de données mensuelles dans leur approche mais ils ne proposent pas de régimes mensuels.

La démarche de RR procède en plusieurs étapes<sup>22</sup> schématisées dans l'encadré 2. Les auteurs commencent par séparer les pays avec des taux de change multiples officiels ou parallèles des autres pays dont le système de change est unifié. Dans une seconde étape, considérant uniquement le groupe à taux de change unifié, ils distinguent les pays qui ont déclaré officiellement un régime de change de ceux qui n'en déclarent pas. Ensuite, la correspondance du système promis à celui mis en œuvre est vérifiée à l'aide de statistiques descriptives. Quand les deux concordent, le système de change du pays est classé de fait comme tel au cours de la période considérée. Lorsque les deux diffèrent, RR regroupent ces observations avec celles sans régime officiel annoncé et déterminent le régime *de facto* à partir de la volatilité et une analyse graphique du taux de change nominal. La volatilité est mesurée sur cinq années mobiles pour réduire l'influence d'événements relativement exceptionnels sur la classification des régimes. En procédant ainsi, les pays de la zone CFA sont classés comme fixes en 1994. Auparavant, les cas d'inflation annuelle excédant 40% sont séparés et regroupés dans une catégorie appelée *freely falling* incluant elle-même les régimes d'« hyper-flottement » dans lesquels l'inflation dépasse 50% par mois. Toutefois, quand un *crawling peg* ou *crawling bands* avec des bandes étroites est annoncé et délivré, les observations correspondantes ne pas sont incluses dans les *freely falling*. En revanche, quand un régime de flottement administré ou libre est adopté à la suite d'une crise de change, RR classent les six premiers mois d'après crise comme *freely falling*. À ce stade, toutes les cas non encore classifiés dans les étapes précédentes sont répartis entre le flottement administré et le libre flottement en fonction des variations du taux de change et la probabilité que ces variations demeurent dans une bande inférieure à 1%. Finalement, dans le groupe des taux de change multiples ou parallèles, l'assignation se fait selon les étapes précédentes sur la base du taux de marché ou parallèle lorsque les primes du marché parallèle atteignent au moins 10%. Pour des primes inférieures, l'assignation par le taux de change officiel est similaire à celle obtenue avec le taux du marché ou parallèle selon les auteurs.

---

22 Nous renvoyons le lecteur aux documents de RR pour plus de détails sur leur schéma de classification.

Encadré 2 : Description du schéma de classification de Reinhart et Rogoff



source: Reinhart et Rogoff (2003).

La base obtenue par RR révèle que les taux de change multiples ou parallèles étaient répandus. En fait, ils ont été présents dans plus de la moitié des régimes de change fixes officiels. Cela a amené les auteurs à affirmer que la disparition du système de Bretton Woods a, en réalité, impliqué relativement moins de bouleversements dans les politiques de change que ceux précédemment suggérés. Selon RR, l'existence répandue d'un taux de change flottant dans le cadre de taux de change multiples (officiels ou pas) a offert une flexibilité relativement grande, particulièrement au début du système de Bretton Woods et dans les pays en développement. Leur classification met aussi en évidence une forte baisse (environ 50%) de l'incidence des taux de change multiples entre les périodes 1974-1990 et 1991-2001 mais cette pratique survient encore dans plus de 20% des observations de la dernière période. Un autre phénomène dévoilé par RR est la stabilité des régimes *freely falling* à un niveau relativement élevé (environ 12%) de 1974 à 2001. De surcroît, ces régimes ont été plus fréquents que ceux de libre flottage au cours de la même période. Les auteurs imputent ce phénomène en grande partie aux pays en transition où sa prévalence est très élevée, se situant à environ 40% dans la décennie 1990.

La comparaison des régimes *de facto* de RR avec les régimes officiels recensés par le FMI fait ressortir certains aspects consensuels mais aussi plusieurs points de divergence. Globalement, les régimes identifiés par les deux schémas diffèrent dans plus d'un cas sur deux sur la période 1970-2001. En outre, un régime officiel de fixité ou de flottage libre n'est identifié identiquement par RR que la moitié du temps, de 1970 à 2001. De même, un régime officiel de change fixe sur deux s'est avéré dans les faits plus flexible selon RR au cours de la période 1950-2001. Par ailleurs, six régimes sur dix étaient déclarés fixes au cours de la période 1974-1990 alors que moins de trois régimes sur dix sont identifiés comme fixes par RR. Ainsi, même si certains pays qui déclarent un taux de change fixe poursuivent en réalité un taux plus flexible pendant que d'autres fixant leur taux de change en annoncent un plus flexible, le constat global est que les pays qui dévient du taux de change fixe promis dominant. En outre, les

régimes officiels de rattachement à des paniers de devises non dévoilés s'avèrent être en grande partie des régimes de fait très flexibles (flottement administré et libre, *freely falling*). La comparaison révèle aussi une évolution contradictoire des régimes intermédiaires. Ils sont très fréquents et représentent (avec le quart des régimes) la seconde catégorie *de facto* de la période 1991-2001 après la fixité (un tiers des régimes) tandis que la classification *de jure* indique qu'ils diminuent au fil des années. La peur du flottement, phénomène bien documenté, apparaît également. Elle se manifeste, en partie<sup>23</sup>, par une baisse du flottement *de facto* dont la prévalence (10%) ne représente que le tiers de celle du flottement officiel de 1991 à 2001. De 1974 à 1990, le flottement libre *de facto* représentait moins de la moitié du flottement libre officiel, dont la proportion n'était que légèrement supérieure à 10%.

Les auteurs saisissent les divergences substantielles entre déclarations et faits, au cours de la période 1970-2001, par la probabilité que la même observation soit identifiée différemment par les deux schémas de classification. Leurs estimations indiquent qu'un régime officiel de fixité est identifié différemment par RR avec une probabilité de 44%. En d'autres termes, de 1970 à 2001, moins de six pays sur 10 promettant un taux de change fixe l'auraient délivré. Les promesses de système de change flexibles ne semblent pas mieux honorées dans la pratique. En effet, la probabilité d'être classé de fait comme fixe ou intermédiaire dépasse 30% pour un système officiel de libre flottement. Elle excède 50% si un système de flottement administré est déclaré.

La démarche de RR représente un effort appréciable vers une meilleure identification des régimes de change. Néanmoins, elle présente des limites dont certaines sont évoquées par les auteurs. En effet, il est évident que le taux de change nominal demeure la principale variable d'identification de Reinhart et Rogoff, bien que l'inflation soit accessoirement utilisée également. Plus précisément, la méthode exclut les réserves de change contrairement à la procédure

---

23 De 1974 à 2001, 36% des cas de *freely falling* correspondaient à un libre flottement officiel.

statistique employée par LYS. RR défendent leur choix par le fait que l'évolution des réserves de change ne traduit pas toujours adéquatement les interventions des autorités monétaires sur les marchés de change. Ils citent l'exemple du Brésil où les interventions se font avec des titres libellés en dollars. En outre, avancent les auteurs, de nombreuses opérations financières auxquelles ont recours les autorités monétaires telles que les opérations à terme ainsi que l'usage des taux d'intérêt participent à la politique de change sans être correctement reflétées par les variations des réserves de change. Cependant, la prise en compte de ces variables se heurte à la limite très contraignante de disponibilité des données. Une autre limite est que l'influence des contrôles de capitaux sur la politique de change n'entre pas directement dans la classification même si elle est captée indirectement par la prime du marché parallèle. Une troisième limite réside dans le fait que la stabilité du taux de change nominal peut résulter de l'absence de chocs ou d'une défense réussie de la parité de change. En comparant la volatilité des variations du taux de change à l'incidence de chocs réels<sup>24</sup>, RR réfutent l'idée que les régimes fixes de leur schéma soient le fait d'une absence de chocs réels.

### **III- Quelle classification des régimes de change choisir ? Pour quoi ?**

Lorsqu'on veut analyser le choix des systèmes de change ou leurs relations avec l'économie, on est amené à identifier le régime de change. Plusieurs difficultés surgissent alors. Quelle(s) classification(s) utiliser ? En d'autres termes, faut-il préférer une classification *de jure* ou une classification *de facto* ? Ou bien faut-il se servir des deux ? Dans le cas où l'on décide de travailler avec une classification *de facto*, laquelle choisir ?

Les réponses à ces questions dépendent en général des objectifs de chaque étude mais font aussi appel au jugement de l'analyste. Nous avons vu que la classification officielle présente

---

24 Les chocs des termes de l'échange et la volatilité du PIB réel sont considérés et l'Australie sert de référence.

de sérieuses limites car les notifications adressées au FMI par les pays membres ne reflètent pas toujours les politiques de change qu'ils pratiquent. Les pays ne font pas toujours ce qu'ils disent ou ne disent pas toujours ce qu'ils font. Par conséquent, considérés isolement, les régimes *de jure* se révéleront en général inappropriés ou insuffisants pour répondre à nombre de questions économiques. Les méthodes *de facto* ont été développées pour pallier les incohérences de la classification *de jure* et offrir une meilleure caractérisation des régimes de change. Seulement, ces approches diffèrent entre elles<sup>25</sup> dans leurs méthodes, leurs variables d'identification des régimes, leur couverture en termes de pays ou d'années... Logiquement, elles conduisent bien souvent à identifier des régimes de change différents pour la même observation. Tavlas, Dellas, Stockman (2008) ont calculé les corrélations de certaines des principales classifications *de facto* entre elles et avec la classification *de jure* entre 1990 et 1999. La concordance des régimes *de facto* tels qu'ils sont identifiés par RR et LYS est relativement faible, se situant légèrement en dessous de 50% de l'échantillon. En excluant les observations manquantes, la base de RR est la plus proche de celle du FMI avec une identification identique des trois quarts des régimes alors que la base de LYS concorde dans moins de 50% des cas avec celle du FMI. Par contre, l'inclusion des observations manquantes inverse le classement et surtout réduit fortement la proportion des régimes de RR coïncidant avec ceux du FMI. Désormais, plus de la moitié (55% environ) des régimes sont classés de manière identique par LYS et le FMI alors que cette proportion devient inférieure à 50% avec la base de RR. En rapprochant ces résultats de ceux que nous avons commentés dans la section précédente, nous constatons que les résultats de comparaison des schémas de LYS, RR et *de jure* sont sensibles à la période de temps retenue. Ils dépendent aussi des groupes de pays servant aux comparaisons. Par exemple, Bleaney et Francisco (2007) trouvent que les classifications de LYS, RR et Shambaugh divergent substantiellement entre elles et avec la classification officielle dans un échantillon de pays en

---

25 Quelques avantages et limites de quatre de ces schémas sont énumérés par Rogoff *et al.* (2004). Voir aussi Frankel et Wei (2008) et Bénassy-Quéré, Coeuré et Mignon (2006).



développement, hors pays en transition<sup>26</sup>, sur la période 1985-2000. Ils notent aussi que ces divergences ne s'amenuisent pas dans le temps.

Dans la littérature empirique, il est de plus en plus fréquent d'utiliser les régimes *de facto* et les régimes *de jure* pour comparer les résultats auxquels ils conduisent. Cette approche est prônée par exemple par Genberg et Swoboda (2005). Diverses raisons peuvent justifier qu'un pays n'annonce pas le régime qu'il poursuit ou bien qu'un pays dévie du régime promis. Comme nous l'avons déjà mentionné, la crainte d'être la cible d'attaques spéculatives ou de subir les coûts politiques de la dévaluation quand un système de change fixe est déclaré peuvent justifier ces comportements. Le recours à la politique monétaire pour stabiliser un taux de change officiellement flottant peut résulter de la poursuite d'une politique monétaire optimale visant à éviter l'inflation importée (Rogoff *et al.*, 2004; Genberg et Swoboda, 2005). Rogoff et ses coauteurs (2003) énumèrent comme raisons possibles de la peur du flottement des considérations de crédibilité des politiques, la peur du syndrome hollandais à la suite de fortes appréciations du taux de change, les déséquilibres de change entre actifs et engagements extérieurs, les effets de bilan induits par de fortes dépréciations nominales.

Utiliser à la fois les régimes *de jure* et les régimes *de facto* permet aussi d'évaluer les effets des écarts entre les promesses et les pratiques de change. Essentiellement, la classification *de jure* constitue une approche d'anticipation en ce sens qu'elle permet de saisir les intentions de politiques des autorités. Elle permet donc d'évaluer la crédibilité et partant, les effets des déclarations sur les anticipations des agents économiques. Les classifications *de facto* ont été élaborées pour décrire les pratiques de change et comprendre le choix des régimes de change à partir des données observées. Ce caractère rétrospectif ne permet pas toujours d'utiliser les régimes *de facto* pour faire des projections dans le futur. Toutefois, si un gouvernement a tendance à s'écarter trop souvent de ses promesses, alors ses déclarations futures peuvent susciter

---

26 von Hagen et Zhou (2005) comparent les régimes *de jure* et ceux de LYS dans 25 pays en transition dans les années 1990.

des doutes dans le public. Dans ce cas, le comportement futur peut être prédit à partir du comportement antérieur. De même, les approches *de facto* ne permettent pas toujours d'imputer une stabilité du taux de change nominal à la défense réussie d'une parité fixe officielle ou à l'absence de chocs importants dans un régime officiel de change flexible. La conséquence, d'après Carrera et Vuletin (2003) est que, utilisées seules, ces approches ne permettent pas toujours d'évaluer les engagements de politique de change. En revanche, si seule la flexibilité du taux de change importe, alors, il n'est pas forcément nécessaire de distinguer les régimes promis des régimes non promis (Reinhart et Rogoff, 2003). Néanmoins, la réponse du taux de change nominal flottant à un choc donné dépend de la taille et de la structure de l'économie. Cette réponse différenciée peut amener un schéma *de facto* à classer différemment un même régime flexible suivant les caractéristiques économiques du pays (voir Tavlas, Dellas et Stockman, 2008). Ce problème peut survenir aussi quand deux régimes en réalité identiques subissent des chocs d'ampleurs différentes. De même, la variabilité du taux de change nominal dépendra également du niveau de développement des marchés de change (Bubula et Ötoker-Robe, 2002). En outre, les classifications *de facto* peuvent souffrir de limites venant du fait qu'elles font intervenir le jugement de l'analyste. Souvent, elles laissent un nombre assez important d'observations non classifiées à cause, soit de l'absence de données d'une ou de plusieurs variables de classification, soit d'une absence de variation suffisante dans ces variables, soit encore d'une décision de l'auteur. Tavlas, Dellas et Stockman (2008) et Reinhart et Rogoff (2003) rappellent qu'environ le tiers des données n'est pas classé par LYS. Dans les régimes de flottement libre, une proportion presque similaire d'observations est manquante dans la base de RR, de 1970 à 1999 (voir Tavlas, Dellas et Stockam). Evidemment, l'acceptabilité des schémas de classification *de facto* suppose l'utilisation de la bonne devise ou des bonnes devises de référence dans le calcul et l'appréciation du comportement du taux de change nominal. Un meilleur traitement des taux de change rattachés à des paniers de devises participerait également

à l'amélioration des principaux schémas existants<sup>27</sup> (Frankel et Wei, 2008; Bénassy-Quéré, Coeuré et Mignon, 2006). Enfin, le plus grand défi de ces schémas reste leur capacité à tenir compte adéquatement des principaux facteurs ou instruments de politique intervenant dans la conduite de la politique de change. D'après Backus (2005), le régime de change revêt un caractère multidimensionnel (voir aussi Frankel et Wei, 2008).

## **Conclusion**

Le système de change occupe une place importante dans la littérature économique théorique et empirique. Mais, son identification n'est pas encore consensuelle. Pendant longtemps, les notifications des pays membres au FMI ont servi à élaborer la classification *de jure* qui a ensuite été utilisée pour étudier le choix des régimes de change, leurs évolutions et leurs effets économiques. Cependant, cette classification présentait de sérieuses incohérences dans la mesure où ce que les pays déclaraient ne traduisait pas toujours leurs pratiques. Or, les effets macroéconomiques des systèmes de change alternatifs mis en évidence par la littérature empirique dépendent étroitement de la façon dont les régimes sont classés (Goldstein, 2002; Frankel, 2003; Backus, 2005; Tavlas, Dellas et Stockman, 2008). Cela implique donc que, si les régimes de change ne sont pas correctement identifiés, les implications ou recommandations de politiques tirées d'études basées sur ces régimes peuvent être trompeuses<sup>28</sup>. Une mauvaise identification complique également la surveillance des politiques de change par le FMI en diminuant la transparence des politiques de pays membres (Bubula et Ötker-Robe, 2002).

Les incohérences entre les régimes notifiés et ceux pratiqués ont contraint le FMI à modifier son approche de sorte à intégrer les pratiques de change. Elles ont aussi conduit au

---

27 Le choix du numéraire est aussi une décision importante dans les approches *de facto*.

28 L'hypothèse avancée par Obstfeld et Rogoff (1995) et Fischer (2001) selon laquelle les pays tendront vers les régimes de change extrêmes est de plus en plus remise en cause (Frankel, 2003), notamment dans les pays en développement.

développement de nouveaux schémas d'identification appelés classifications *de facto*. Celles-ci identifient de façon rétrospective les systèmes de change à l'aide des comportements observés. Bien que se voulant une amélioration par rapport à la classification officielle, les approches *de facto* procèdent différemment entre elles, aboutissent à des résultats différents entre elles et avec la classification *de jure* (voir, *e.g.*, Frankel, 2003; von Hagen et Zhou, 2005 et Tavlas, Dellas et Stockman, 2008) et elles ont aussi leurs propres limites.

Dés lors, Quelle (s) classification (s) utiliser ? Nous avons vu que les réponses dépendent des objectifs de chaque étude mais aussi du jugement de l'analyse. Dans la suite de notre travail, nous utiliserons la classification officielle du FMI lorsque les promesses des autorités et par là, les anticipations des agents économiques jouent un rôle important. C'est le cas lorsque les décisions des agents économiques dépendent non seulement des décisions actuelles des autorités mais aussi de l'évolution future anticipée de ces décisions et de l'évolution future des autres variables affectant les décisions des agents. Quand les anticipations sont importantes<sup>29</sup>, il peut être intéressant de comparer les effets des régimes promis à ceux des régimes observés *de facto*. Mais comme nous l'avons souligné précédemment, l'approche *de facto* peut être appropriée lorsque la flexibilité du taux de change est le facteur déterminant. Nous avons choisi la base de Reinhart et Rogoff (2003) pour plusieurs raisons. Elle se fonde sur le taux de change de marché qui est approprié quand on veut évaluer les effets du système de change sur l'économie, notamment lorsque le taux de marché sert dans la majorité des transactions économiques et financières. La démarche de Reinhart et Rogoff supplée l'analyse statistique avec une information factuelle historique permettant d'éviter des cas de classification controversés comme celui des pays de la zone franc CFA en 1994 dans la classification de Levy-Yeyati et Sturzenegger. En outre, la proportion d'observations manquantes est relativement moins élevée dans la base de Reinhart et Rogoff que dans celle de Levy-Yeyati et Sturzenegger.

---

<sup>29</sup> Les réactions des marchés financiers aux décisions de politiques monétaires sont influencées par les anticipations d'évolution future de la politique monétaire et de l'économie.

Cependant, signalons que contrairement à Reinhart et Rogoff, nous regrouperons tous les systèmes de flottement (libre, dirigé et *freely falling*) en une catégorie unique. Nous procédons ainsi pour diverses raisons. Les systèmes *freely falling* sont constitués à plus de 70% de régimes officiels de flottement administré ou indépendant (Reinhart et Rogoff, 2002). Puisque les régimes de flottement n'imposent pas un régime monétaire particulier, un taux d'inflation très élevé ne constitue pas forcément un reniement de promesse même s'il traduit des politiques insoutenables. Selon Backus (2005), les régimes d'inflation très élevée sont flexibles par nécessité. Par ailleurs, exclure ces régimes reviendrait à tronquer l'échantillon dans la mesure où ces régimes sont identifiés sur la base du niveau de leur taux d'inflation. Si la forte inflation est le fait d'autres facteurs qui influencent à la fois le choix du régime de change et l'inflation (ou la politique monétaire), il est évident que la censure n'est plus exogène. Si l'on décide d'exclure les pays à forte inflation, ou de les identifier comme un groupe séparé, pourquoi ne pas séparer aussi les pays à forte protection commerciale ? Une meilleure approche aurait consisté à identifier les régimes monétaires de chaque pays. Mais, elle est limitée par la disponibilité des données<sup>30</sup>.

---

30 Bailliu *et al.* (2002) ont réussi à identifier le régime monétaire d'une soixantaine de pays seulement.

## Annexe

**Tableau 3** : Classifications fine et agrégée du schéma « naturel » de Reinhart et Rogoff

Natural Classification Bucket	Number assigned to category in fine grid	Number assigned to category in coarse grid
No separate legal tender	1	1
Pre announced peg or currency board arrangement	2	1
Pre announced horizontal band that is narrower than or equal to +/- 2%	3	1
<i>De facto</i> peg	4	1
Pre announced crawling peg	5	2
Pre announced crawling band that is narrower than or equal to +/- 2%	6	2
<i>De facto</i> crawling peg	7	2
<i>De facto</i> crawling band that is narrower than or equal to +/- 2%	8	2
Pre announced crawling band that is wide than or equal to +/- 2%	9	2
<i>De facto</i> crawling band that is narrower than or equal to +/- 5%	10	3
Moving band that is narrower than or equal to +/- 2% ( <i>i.e.</i> , allows for both appreciation and depreciation over time)	11	3
Managed floating	12	3
Freely floating	13	4
Freely falling	14	5

**Source** : Reinhart et Rogoff (2003).



## Chapitre 2 : Régimes de change et volatilité de la croissance

### *Introduction*

Les économies sont marquées par des fluctuations qui agissent sur les décisions des agents économiques et modifient l'allocation des ressources productives (FMI, 1998). C'est pourquoi les économistes cherchent à comprendre les facteurs qui expliquent les cycles économiques, les mécanismes de transmission des perturbations à l'économie et les conséquences économiques de celles-ci. Dans la littérature, il a été longtemps supposé que la volatilité de la croissance était neutre vis-à-vis de la croissance; ce qui explique que ces deux phénomènes aient été analysés séparément. Mais, par la suite, il a été établi que la volatilité et la croissance ne sont pas indépendantes l'une de l'autre<sup>31</sup> et que les coûts induits par la volatilité peuvent être substantiels. Il s'en est suivi un regain des études du cycle économique. En effet, Ramey et Ramey (1994), Hnatkovska et Loayza (2003), Fatas (2002), Hausmann et Gavin (1996), entre autres, ont montré que l'instabilité de la croissance tend à réduire la croissance économique.

Parallèlement à la littérature sur les liens croissance-volatilité, les déterminants de la volatilité de la croissance ont reçu une attention grandissante. Easterly *et al.* (2000) ont mis en exergue l'importance du développement financier (jusqu'à un certain seuil) dans la stabilisation de la croissance économique. D'autres analyses empiriques des facteurs de la volatilité sont conduites par Combes *et al.* (2000), Kose, Prasad et Terrones (2003) et Cecchetti *et al.* (2006), entre autres.

En ce qui concerne le régime de change, les études de son impact sur la volatilité n'offrent pas de conclusions consensuelles. Certains auteurs comme Baxter et Stockman (1989) ou Flood

---

31 Les théories de la croissance endogène et du cycle réel sont dérivées de ce résultat.



et Rose (1995) concluent à l'absence d'un impact systématique et différencié du régime de change, alors que d'autres à l'instar de Ghosh *et al.* (1995) soutiennent le contraire. En parcourant cette branche de la littérature, on se rend compte que les déterminants de la volatilité ne sont pas toujours systématiquement et convenablement pris en compte. Par ailleurs, le système de change n'est pas toujours inclus dans les études empiriques des déterminants de la volatilité ou l'est de façon relativement accessoire. Par exemple, des auteurs comme Easterly *et al.* (2000) ou Combes *et al.* (2000) analysent l'instabilité de la croissance mais ils ne prennent pas en compte le système de change. De plus, même si des analyses des effets du système de change sur la volatilité ont été réalisées (*e.g.*, Rogoff *et al.*, 2004; Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2003; Bastourre et Carrera, 2004), peu d'évidence existe en revanche sur les canaux par lesquels ces effets surviennent.

Dans ce chapitre, notre objectif est de contribuer à une meilleure compréhension de l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance<sup>32</sup>. Nous analyserons les effets théoriques et empiriques du système de change sur les fluctuations de la croissance du produit et nous chercherons à savoir si la volatilité des taux de croissance économique varie systématiquement entre régimes de change. Pour ce faire, nous intégrerons les principaux déterminants de la volatilité identifiés par la littérature dans notre analyse empirique. Nous explorerons aussi les canaux par lesquels le système de change agit sur la volatilité de la croissance. À cet effet, nous évaluerons les effets d'amplification ou d'atténuation par le régime de change de l'impact de l'instabilité des termes de l'échange sur la volatilité. Et nous chercherons à savoir si l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance dépend du développement du système financier et du niveau de développement économique.

Nous présentons d'abord des arguments théoriques pouvant établir des liens entre le régime de change et la volatilité de la croissance. Le système de change peut influencer la

---

<sup>32</sup> Nous tenons à préciser que l'objectif de ce chapitre n'est pas d'étudier les déterminants de la volatilité de la croissance mais plutôt d'évaluer l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance.

volatilité de la croissance par l'intermédiaire de ses effets sur la politique économique, à travers l'ajustement aux chocs qui affectent l'économie, et en affectant les facteurs financiers qui, en retour, influencent l'économie. La première section du chapitre aborde les effets du système de change sur la politique économique, notamment l'autonomie de la politique monétaire et les effets de crédibilité et de discipline des politiques qu'exerce le régime de change. Dans une seconde section, nous abordons l'impact du système de change sur l'ajustement de l'économie aux perturbations qui l'affectent. La troisième section expose comment le régime de change influence les facteurs financiers qui agissent en retour sur la volatilité.

À la suite de l'analyse théorique, nous évaluons dans une quatrième section l'importance empirique des effets du régime de change sur la volatilité ainsi que les canaux par lesquels ces effets surviennent. L'utilisation des régimes de change *de facto* et des régimes officiels nous permettra de comparer l'impact des déclarations et des pratiques dans les relations du système de change avec la volatilité. Notre étude économétrique se basera aussi sur des tests de racines unitaires sur données de panel pour choisir la mesure de volatilité à utiliser. Les implications de nos résultats empiriques seront abordées dans la conclusion.

## ***1 – Politique économique, régime de change et volatilité de la croissance***

Le régime de change influence les instruments de politiques disponibles et les effets des politiques économiques mises en œuvre (Wolf, 2001). De ce fait, il joue un rôle important dans la stabilisation économique. Cette section est consacrée à l'étude de l'efficacité de la politique économique dans la stabilisation de l'économie suivant le régime de change. Nous exposerons successivement comment l'autonomie de la politique monétaire en régime de change flexible et les effets de discipline et de crédibilité de la politique économique exercés par le taux de change

fixe peuvent affecter la volatilité de la croissance.

## I.1- Régime de change flottant et autonomie de la politique économique

L'un des principaux arguments avancés pour justifier le recours à des taux de change flexibles est l'autonomie qu'ils confèrent à la politique monétaire en présence d'une mobilité internationale des capitaux de plus en plus forte. Dornbusch et Giovannini (1990) ont exposé cet argument sous deux formes : la flexibilité du taux de change autorise un pays à choisir son taux d'inflation de long terme<sup>33</sup> et, la politique monétaire va permettre de poursuivre la stabilisation intérieure de l'économie. De surcroît, la flexibilité du taux de change facilite la réaction de la politique économique aux chocs extérieurs en initiant un début d'ajustement automatique de l'économie domestique aux variations de la balance des paiements.

A l'opposé, en régime de change fixe, la politique monétaire vise, partiellement ou intégralement, à assurer l'équilibre externe. En présence d'une forte mobilité du capital et d'une substituabilité parfaite entre actifs domestiques et étrangers (Obstfeld, 1994), la politique monétaire devient entièrement assujettie à la défense de la parité de la monnaie. En effet, le taux de change nominal étant fixé de façon crédible, la parité internationale des taux d'intérêt<sup>34</sup> prédit l'égalité des taux d'intérêt domestique et du pays d'ancrage, aux primes de risque et coûts de transactions près. Toute création monétaire additionnelle exerce des pressions à la baisse sur les taux d'intérêt intérieurs et se solde par une sortie immédiate de capitaux d'un montant

---

33 Dans un régime de change fixe, l'autorité monétaire peut également isoler l'économie de l'inflation du pays d'ancrage en procédant à des modifications régulières de la parité nominale de sa monnaie ou en recourant à des restrictions sur les mouvements de capitaux. Par ailleurs, Sargent et Wallace (1981) réfutent l'idée que la politique monétaire permet de contrôler l'inflation de long terme dans le cadre d'une économie monétariste. Leur conclusion est basée sur l'hypothèse que l'économie croît moins vite que le taux d'intérêt réel sur la dette publique et l'hypothèse de prépondérance budgétaire; la démarche des auteurs est critiquée par Buiter (1982).

34 La relation de parité internationale non couverte des taux d'intérêt s'écrit :  $i_t = i_t^* + e_t^E + \delta$ , où  $i_t$ ,  $i_t^*$  désignent respectivement les taux d'intérêt domestique et étranger ou du pays d'ancrage, et  $\delta$  représente toutes les primes payées pour divers risques associés au pays domestique ainsi que les coûts de transactions.  $e_t^E$  est le taux de dépréciation anticipée de la monnaie domestique. Pour un régime de change fixe crédible,  $e_t^E=0$  et les variations du taux d'intérêt domestique n'ont de contreparties que dans les modifications des primes de risques.

équivalent. Ainsi, dans un petit pays, la politique monétaire devient totalement inefficace à la stabilisation de l'économie lorsque le taux de change est fixé rigide et les capitaux très mobiles. Shambaugh<sup>35</sup> (2006) fournit une évidence empirique de la réduction d'autonomie de la politique monétaire imposée par les régimes de change fixes comparativement aux régimes plus flexibles.

Les effets réels de la politique monétaire reposent sur les rigidités nominales et la mobilité internationale du capital (Dornbusch et Giovannini, 1990). La rigidité des salaires nominaux et des prix à court terme<sup>36</sup> implique que les variations de l'offre de monnaie induisent des modifications dans la valeur réelle des encaisses monétaires détenues par les agents économiques qui, à leur tour, modifient les dépenses réelles. Il en résulte des changements du produit et de la balance commerciale. Dans l'analyse de Mundell (1963), les variations du taux d'intérêt domestique provoquent des mouvements de capitaux qui accentuent l'évolution du taux de change, tendant ainsi à renforcer les effets de la politique monétaire sur l'économie réelle. En régime de change flexible, l'économie s'ajuste ainsi aux variations de la masse monétaire selon l'expression de Dornbusch et Giovannini (*ibid*).

Outre la politique monétaire, le régime de change flexible peut assouplir les contraintes qui s'exercent sur les instruments de politique disponibles (Johnson, 1969). En effet, la contrainte imposée par la fixité du taux de change aux politiques monétaire et budgétaire (voir Canzoneri, Cumby et Diba, 2001; Aghevli, Khan et Montiel, 1991) peut entraver la capacité des autorités à influencer les conditions économiques domestiques. L'ajustement reposera alors essentiellement sur l'économie réelle.

On pourrait donc s'attendre – toutes choses égales – à une croissance plus volatile dans un

---

35 L'auteur rejette l'évidence empirique antérieure sur l'absence d'autonomie conférée par les régimes de change flexibles sauf dans un nombre limité de grands pays et discute les faiblesses de ces études.

36 Même si tous les prix ne sont pas rigides, l'accroissement de la masse monétaire entraînera une hausse proportionnelle des prix flexibles et une augmentation moins que proportionnelle du niveau général des prix. L'accroissement des encaisses réelles est par conséquent préservé.

système de change fixe que dans un régime flexible.

Néanmoins, des réserves et des nuances pourraient être formulées à l'égard de l'argument d'autonomie de la politique monétaire en présence de changes flexibles<sup>37</sup>. D'abord, le cadre de la politique monétaire tel que l'assignation d'une cible d'inflation<sup>38</sup> à la banque centrale, peut infléchir les avantages conférés par la flexibilité du taux de change (voir *e.g.*, Dornbusch, 2001; Calvo, 2000 et Cecchetti et Ehrmann, 1999). Ensuite, la discrétion dans la politique peut nuire lorsque le gouvernement est incapable de poursuivre des politiques cohérentes et crédibles. Dans ce cas, la flexibilité et surtout la discrétion<sup>39</sup> qu'elle implique, peuvent compromettre la stabilité de la croissance. Par ailleurs, les interventions massives sur les marchés de change peuvent limiter significativement les fluctuations du taux de change et donc réduire la latitude initiale conférée à la politique monétaire par l'adoption d'un régime de change flexible. Calvo et Reinhart (2002) désignent sous l'expression « peur du flottement » les systèmes de change flottants officiels transformés en régimes de fixité *de facto* par les interventions des autorités pour limiter les fluctuations du taux de change nominal. De même, lorsque la banque centrale se sert de la politique monétaire pour éviter les fluctuations du taux de change, la variabilité du taux de change nominal est éliminée et remplacée par une instabilité des taux d'intérêt qui pousse les taux d'intérêt moyens à la hausse et ne concourt pas à la stabilité de l'activité économique domestique. Notons aussi que, pour un petit pays relativement ouvert, le régime de change flexible ne présente plus forcément un avantage en termes de stabilité de la croissance parce que la transmission des fluctuations du taux de change aux prix domestiques devient très élevée. Enfin, le timing et la coordination des politiques économiques sont également très importants

---

37 Dornbusch (2001) aborde ce point de manière succincte. Pour les implications de la nouvelle macroéconomie internationale sur les effets du taux de change sur l'ajustement, voir Obstfeld (2002) ou Marsh (2003).

38 C'est le cas, entre autres, de l'Angleterre, de l'Australie et du Canada. La cible d'inflation annuelle est fixée à 2% au Canada (voir, "Monetary Policy Report", Bank of Canada, April 2005).

39 Ce problème est traité par une riche littérature se rapportant à la crédibilité et à l'incohérence dynamique de la politique en présence de discrétion dans les décisions. Nous renvoyons le lecteur à Barro (1986), Barro et Gordon (1983), Backus et Driffill (1985) et Kydland et Prescott (1977) entre autres pour plus de détails. Voir Frenkel, Goldstein et Masson (1991) pour un rappel des mérites et limites des modes de décisions discrétionnaires et ceux basés sur des règles.

dans le succès de la politique économique.

En résumé, bien que les avantages d'un régime de change flexible qui découleraient d'une autonomie de la politique monétaire ne soient pas automatiques, on pourrait néanmoins penser que la politique monétaire reste un puissant instrument de stabilisation de l'économie (Benjamin Friedman, 1995). Si la politique monétaire peut contribuer à stabiliser la croissance, pourquoi de nombreux pays recourent-ils alors à divers types de systèmes de change fixes qui, nous l'avons vu, peuvent limiter considérablement l'autonomie monétaire ?

## **I.2 – Effets de crédibilité et discipline des systèmes de taux de change fixes**

La crédibilité des engagements dans le domaine de la politique de change et des décisions de politique monétaire et financière explique souvent l'adoption d'un système de change fixe. L'argument stipule que la fixité du taux de change nominal permet d'importer la crédibilité de la politique monétaire du pays de rattachement de la monnaie domestique (Frenkel, Goldstein et Masson, 1991; Ghosh *et al.*, 1995; Dornbusch, 2001; Ghosh *et al.*, 2000). Le gain de crédibilité ainsi réalisé guide les anticipations des agents économiques et accroît l'efficacité de la politique monétaire dans la gestion conjoncturelle de l'économie.

Par la crédibilité et la discipline<sup>40</sup> des politiques monétaire et budgétaire, le régime de change fixe concourt à la création d'un environnement économique intérieur stable<sup>41</sup> (inflation faible, taux d'intérêt bas et faible incertitude sur le taux de change) favorable à l'investissement et au commerce (Ghosh *et al.*, 1995) et par là, à une croissance économique relativement plus

---

40 L'effet de discipline monétaire des systèmes de changes fixes s'observe empiriquement par le biais de taux de croissance plus faibles de la masse monétaire (Ghosh *et al.*, 2000). Canzoneri, Cumby et Diba (2001) établissent que la discipline budgétaire croît avec l'intégration monétaire dans un régime Ricardien alors que, dans un régime non Ricardien, c'est la prépondérance budgétaire qui prévaut. Dans ce dernier cas, la mise en œuvre d'un régime de change fixe n'est possible que si l'autorité budgétaire « se lie les mains ».

41 Selon Dornbusch (2001), cette stabilité peut favoriser les réformes nécessaires à la réduction des distorsions dans l'économie, elles-mêmes sources d'instabilité et de faiblesse de la croissance.

stable et soutenue. Par conséquent, les régimes de change fixes diminueraient les risques d'instabilité de la croissance qui proviennent de politiques budgétaire et monétaire laxistes observées dans nombre de pays en développement à l'instar des pays d'Amérique Latine dans les années 1980.

Cependant, en fixant le taux de change, le pays importe mécaniquement les chocs de politique monétaire du pays d'ancrage (Goldstein, 2002). Il devient alors parfois nécessaire de procéder à des modifications du taux de change<sup>42</sup> pour modifier les transmissions de ces perturbations monétaires à l'économie domestique. La marge de manœuvre de la politique budgétaire peut également s'amenuiser considérablement si le pays ne dispose que d'un accès restreint à des financements extérieurs. Par exemple, l'accès des pays émergents à la finance mondiale s'amenuise considérablement en périodes de tensions économiques (Caballero, 2003). Récemment, l'argument de la discipline budgétaire imposée par les régimes fixes a été nuancé et même remis en cause au plan théorique et empirique par Edwards (1997), Vuletin (2003) et Tornell et Velasco (2000). En pratique, le fonctionnement d'un système de change fixe peut s'avérer aussi très contraignant vis-à-vis des politiques économiques et de leur coordination comme l'illustre la zone Euro. Les difficultés de respect des critères du pacte de stabilité et de croissance de l'Union Européenne<sup>i</sup> montrent que, même pour des économies avancées, les exigences du fonctionnement correct d'un régime de change fixe peuvent être telles que, soit on sacrifie la stabilité économique interne au maintien du système de change, soit on rompt les règles du fonctionnement du système au risque d'ébranler sérieusement les fondements mêmes du régime de change. La crédibilité que procure un système de change fixe n'est donc ni automatique ni toujours garantie (voir Edwards et Savastano, 1999; Chang et Velasco, 2000; Ghosh *et al.*, 2000; Aizenman et Glick, 2005).

D'autre part, lorsque le secteur bancaire est menacé d'une crise de liquidité généralisée, la

---

<sup>42</sup> Ces modifications de parité sont aussi nécessaires quand les cycles économiques sont peu synchronisés entre le pays domestique et le pays d'ancrage.

fonction de prêteur en dernier ressort peut entrer en conflit avec la volonté de défendre le taux de change (voir Calvo, 1999). Cet arbitrage rend souvent inefficaces les interventions des autorités monétaires en faveur des banques exposées à une course aux guichets. Eichengreen (1998) affirme que la banque centrale mexicaine aggrava les anticipations d'inflation quand elle injecta des liquidités dans le système bancaire en 1995. L'efficacité de la banque centrale en tant que prêteur en dernier ressort peut être limitée dans la réalité dans un système de change fixe (Chang et Velasco, 2000). Nous reviendrons plus en détails sur ces points dans la section sur la finance.

Le recours à des taux de change fixes se justifie principalement par la crédibilité et la discipline imposées aux politiques monétaire et budgétaire. Seulement, les conflits avec d'autres objectifs de la politique économique, notamment la poursuite de l'équilibre interne et la stabilité financière et bancaire peuvent rendre la défense des changes fixes indésirable pour certains pays à certaines périodes du temps. Une économie qui n'est pas suffisamment flexible peut enregistrer une volatilité accrue, sous un régime de change très rigide, quand elle subit des perturbations. Cela vient du fait que la perte de l'ajustement automatique par le taux de change nominal et la réduction de l'autonomie de la politique monétaire en présence de marchés financiers intégrés ne sont pas suffisamment compensées (Goldstein, 2002; Hausmann et Gavin, 1996).

## ***II- Chocs, ajustement aux chocs et fluctuations de la croissance : le rôle du taux de change***

La transmission internationale des chocs réels et monétaires à l'économie dépend étroitement du régime de change en vigueur dans chaque pays (Baxter et Stockman, 1988; Flood et Marion, 1982; Daniel, 1981). De ce fait, l'ajustement aux chocs qui affectent une économie constitue un des mécanismes par lesquels le régime de change est susceptible d'influencer la volatilité de la croissance. En effet, le système de change affecte à la fois l'exposition, l'ampleur



et l'ajustement aux chocs d'une économie. Différents systèmes de change possèderaient alors différentes capacités à stabiliser l'économie en présence de perturbations domestiques et étrangères<sup>43</sup>. Un régime de change fixe serait plus approprié lorsque les chocs nominaux domestiques prédominent et les mouvements de capitaux sont libres car il impose une discipline aux politiques économiques intérieures (Eichengreen, 1998). En présence de chocs réels fréquents et de chocs monétaires étrangers, le taux de change flexible devient mieux adapté (Mundell, 1963; Aghevli, Khan et Montiel, 1991; Frankel, 2003).

Nous examinerons comment une économie s'ajuste aux divers chocs qui l'affectent, compte tenu de son régime de change et comment ces perturbations peuvent, dans un système de change donné, induire plus ou moins de volatilité dans la croissance.

## **II.1 - Ajustement aux chocs réels selon le régime de change**

Bien que l'équilibre économique de long terme soit identique et indépendant du régime de change, le processus d'ajustement aux chocs réels, dans le court et moyen termes diffère. La différence de rapidité du processus d'ajustement aux chocs réels entre systèmes de change flexibles et régimes de change fixes s'explique par la rigidité des prix à court terme.

Dans un système de change flexible, le taux de change nominal se déprécie suite à un choc réel négatif, réduisant ainsi la dépréciation du taux de change réel réalisée par le biais des prix intérieurs et de l'économie réelle. Ainsi, les variations du taux de change amorcent et accélèrent l'ajustement de l'économie et s'avéreront d'autant plus appropriées qu'il subsiste une incertitude sur le caractère permanent ou transitoire des chocs réels.

Dans un système de change fixe, l'effet inverse s'observe à la suite des chocs. Le taux de change réel d'équilibre est alors atteint par des modifications des prix intérieurs lorsqu'ils sont

---

<sup>43</sup> Voir entre autres, Flood et Marion (1982), Daniel (1981), Bordo et Schwartz (1988), Grossman, Hanson et Lucas (1982), Saidi (1980).

flexibles ou par des modifications du produit et de l'emploi en présence de rigidités nominales des prix. En d'autres termes, l'ajustement s'opèrera par des modifications des quantités si le taux de change est fixe puisque l'ajustement par les prix et salaires domestiques est très lent, parfois impossible à court terme. L'ajustement pourrait alors se traduire dans les systèmes de change fixes, par des taux de chômage élevés et durables et par une croissance du produit relativement plus instable. L'incertitude sur le taux de change réel d'équilibre – qui varie dans le temps – et sur la persistance des chocs affectant l'économie ainsi que les coûts politiques ou non de la dévaluation (Dornbusch, 2001; Aghevli, Khan et Montiel, 1991) constituent autant d'obstacles aux modifications discrétionnaires du taux de change que requiert la transition vers le nouvel équilibre de l'économie. Dès lors, des changes flexibles apparaîtront appropriés. Milton Friedman abondait dans ce sens dans sa célèbre « Défense des taux de change flexibles » de 1953<sup>ii</sup>. Ainsi, le taux de change flexible permet d'amortir les chocs extérieurs en offrant une capacité plus grande et continuelle d'adaptation à ces chocs et évite par conséquent des processus d'ajustement trop longs et coûteux économiquement (Edwards et Levy Yeyati, 2003).

Toutefois, l'avantage conféré par la flexibilité des taux de change suppose que les salaires réels ne soient pas rigides. En outre, le fonctionnement des systèmes de change flexibles depuis 1973, a révélé aussi que le flottement peut créer une instabilité additionnelle du taux de change à moyen et court termes qui est déconnectée de l'économie réelle. Les variations du taux de change sont fortement influencées à court terme par le commerce des actifs financiers et ne tendent pas toujours à stabiliser l'activité économique. Les bénéfices de la flexibilité du taux de change en termes d'ajustement aux perturbations extérieures devront donc être comparés aux coûts qu'occasionnent les fluctuations erratiques de la parité nominale des monnaies.

Des études portant sur les termes de l'échange tendent à corroborer les prédictions théoriques concernant les effets de leur instabilité sur la volatilité de la croissance. En effet, Edwards et Levy Yeyati (2003) ont analysé les conséquences économiques des chocs des termes

de l'échange suivant les régimes de change classés par Levi Yeyati et Sturzenegger (2002). Dans un échantillon d'une centaine de pays, couvrant la période 1974-2000, ils mettent en évidence que l'économie des pays à change flexible s'est relativement mieux ajustée aux chocs des termes de l'échange que celle des pays à système de change rigide. Une autre étude réalisée par Broda et Tille (2003) dans un groupe de 75 pays en développement sur une période de temps similaire, suggère que les fluctuations des termes de l'échange contribuent à 21,3% dans le court terme et à 30% dans le long terme à la variabilité de la croissance du PIB réel dans les pays en développement à taux de change fixe contre respectivement 2,4% et 9,6% en change flexible. Cette amplification de l'impact des termes de l'échange par les régimes fixes est confirmée par Edwards et Levi Yeyati. Ces auteurs prouvent en plus que l'amplification croît avec la rigidité du taux de change nominal aussi bien dans les pays industrialisés que dans les économies émergentes. Ils mettent également en évidence une asymétrie dans l'impact des chocs des termes de l'échange qui croît avec la rigidité du taux de change nominal. Broda et Tille (2003) et Broda (2004) parviennent à des conclusions similaires<sup>44</sup>. Ramcharan (2007) confirme que l'ajustement de l'économie aux chocs naturels (tempêtes et tremblements de terre) a été plus rapide dans les pays en développement à système de change flexible que dans ceux ayant un système fixe.

## **II.2 – Les chocs nominaux et le régime de change**

Lorsque les chocs monétaires proviennent essentiellement de l'étranger, les variations du taux de change nominal isolent l'économie de ces perturbations extérieures parce qu'elles absorbent les différentiels des taux d'intérêt domestique et étranger et exercent un effet stabilisateur sur les mouvements de capitaux. La marge plus grande conférée à la fonction de prêteur en dernier ressort par la flexibilité du taux de change (Eichengreen, 1998) permet d'éviter la transmission par le secteur financier des chocs des taux d'intérêt mondiaux à l'économie

---

44 Ces auteurs adaptent la classification des régimes de change menée par Ghosh *et al.* (1997).

domestique.

Quand les chocs nominaux ou monétaires domestiques prédominent, un régime de change fixe permettrait une meilleure stabilité de la croissance. En fixant la parité de la monnaie domestique en référence à une monnaie étrangère convenablement choisie, les autorités monétaires domestiques importent la crédibilité des autorités du pays d'ancrage de la monnaie. En outre, le taux de change fixe et les contraintes qu'il est supposé imposer à la conduite de la politique monétaire (et budgétaire), contribuent à réduire les chocs monétaires d'origine domestique. L'inflation est maîtrisée, créant en même temps les conditions favorables à la poursuite des activités économiques et à une croissance moins volatile. Dans l'analyse néoclassique, les perturbations monétaires n'exercent aucun effet réel car les prix, les salaires et le taux de change nominal se modifient dans la même proportion que la masse monétaire. Mais, lorsque les prix et les salaires ne sont pas parfaitement flexibles, les chocs monétaires modifient le produit réel et donc la croissance et sa volatilité dans le court terme.

Au niveau empirique, Clarida et Gali (1994) ont montré, à l'aide d'un modèle macroéconomique à deux pays et à anticipations rationnelles, qu'un choc monétaire positif accroît le produit réel domestique relatif et inversement pour un choc négatif. Les perturbations monétaires domestiques participeraient ainsi à la volatilité de la croissance dans un système de taux change flexible<sup>45</sup> lorsqu'il existe des rigidités nominales.

L'ajustement aux chocs monétaires variera également avec la taille du pays et s'effectuera à travers plusieurs mécanismes. Dans un petit pays avec un régime de change fixe, les chocs monétaires domestiques modifient le prix des biens non échangeables et par conséquent le niveau général des prix et le prix relatif des biens échangeables par rapport au prix des biens non échangeables. Ces chocs modifieront la structure de la production domestique et la balance

---

<sup>45</sup> Le taux de change est supposé flexible puisque Clarida et Gali travaillent sur un échantillon de pays composé exclusivement des Etats-Unis, de la Grande Bretagne, du Canada, du Japon, de l'Allemagne après 1973.

commerciale<sup>46</sup>. La masse monétaire se modifie avec les changements des réserves de change et les prix des biens non échangeables varieront jusqu'à ce que l'économie retourne à son équilibre. Dans ce processus, la production variera et donc la croissance pourrait fluctuer avec les perturbations monétaires. La fixité du taux de change nominal vise justement à éliminer la source domestique de chocs monétaires et diminue ainsi le risque d'instabilité de la croissance venant de ces chocs. Par contre, si le choc monétaire se produit dans un grand pays (ou dans le pays d'ancrage), il sera transmis positivement à l'étranger. Les effets des perturbations monétaires seront ainsi exportés par le grand pays. Des perturbations monétaires adverses contractent la demande agrégée et exercent des pressions baissières sur l'activité économique, le revenu et la demande d'importations. La contraction de la masse monétaire entraîne une baisse des prix et donc la dépréciation réelle de la monnaie qui améliore davantage la balance commerciale. Mais, elle va aussi accroître les taux d'intérêt, ce qui exercera des pressions à la baisse sur les investissements et tendra à renforcer la baisse de l'activité économique et du revenu. Dans le petit pays (étranger), les mêmes forces vont engendrer une détérioration de la balance commerciale et une réduction de la masse monétaire, de la demande domestique, des prix, du produit réel et de l'investissement (Bordo et Schwartz (1988). Des sorties de capitaux sont provoquées par la hausse des taux d'intérêt étrangers, tendant ainsi à diminuer l'activité économique. Pour réduire ces sorties, les autorités monétaires domestiques devront choisir entre augmenter les taux d'intérêt, dévaluer ou laisser flotter la monnaie domestique<sup>47</sup>. Les perturbations monétaires étrangères sont ainsi transmises directement au petit pays étranger, contribuant ainsi à rendre la croissance plus volatile.

Dans un système de change flexible, un choc monétaire étranger est négativement

---

46 Les variations de la balance commerciale provoquent des mouvements de capitaux ou des variations des réserves de la banque centrale qui ont été analysées dans la section traitant de la politique monétaire en change fixe.

47 Cette situation est celle qu'ont vécue les pays européens membres du système de change européen dans les années 1990. La réunification allemande s'est accompagnée d'un accroissement des dépenses et d'un resserrement de la politique monétaire. L'Allemagne a connu une période de croissance avec des taux d'intérêt élevés. La parité fixe qui avait cours dans les autres pays participant au système de change européen les a contraints à aligner leur politique monétaire sur celle de la Bundesbank en relevant leur taux d'intérêt (exemple de la France) ou à quitter le système (cas de la Grande Bretagne et de l'Italie).

transmis à l'économie domestique. Un choc monétaire positif à l'étranger améliore initialement la balance courante du pays domestique.<sup>48</sup> D'un autre côté, les taux d'intérêt étrangers baissent et les sorties de capitaux vont déprécier davantage la monnaie étrangère. La monnaie domestique qui s'était appréciée à cause de l'amélioration du compte courant domestique, s'appréciera davantage avec l'afflux de capitaux déplaçant ainsi la demande vers les biens échangeables étrangers. L'économie n'est plus isolée des perturbations monétaires extérieures<sup>49</sup>. Mais, une réponse appropriée de la politique monétaire domestique peut limiter voire annuler les effets des perturbations monétaires étrangères sur l'économie domestique et aider à stabiliser la croissance.

*A la lumière des arguments discutés dans les sections précédentes, la croissance peut se révéler volatile dans des pays mettant en œuvre des régimes de change différents. En effet, face à des chocs importants, l'activité économique sera probablement affectée, quel que soit le système de change. Mais, pour des perturbations d'ampleurs modérées ou faibles, un régime de change flexible procurerait une capacité de stabilisation relativement plus grande : la possibilité d'une réponse appropriée de la politique monétaire domestique diminue les tensions naissantes ou effectives. Et l'ajustement de l'économie étant facilité par des variations du taux de change nominal, les fluctuations de la croissance s'en trouvent davantage atténuées<sup>50</sup>. Cette conclusion semble raisonnable même si tous les secteurs de l'économie ne bénéficient pas identiquement du rôle stabilisateur du taux de change nominal aux chocs<sup>51</sup>, parce que les effets des perturbations*

---

48 Il accroît les encaisses réelles, la dépense agrégée et la demande d'importations étrangères. Le revenu augmente et le compte courant se dégrade, d'où une dépréciation de la monnaie étrangère qui atténue la dégradation du compte courant dans le pays étranger.

49 Bordo et Schwartz (1988) offrent des exemples historiques riches de mécanismes de transmission de chocs monétaires et réels qui remontent à l'étalon-or classique du 19<sup>e</sup> siècle. Flood et Marion (1982) analysent la transmission des perturbations réelles et monétaires étrangères sous différents régimes de change en présence d'indexation optimale des salaires et selon la taille du pays.

50 Harry Gordon Johnson (1969) développe des arguments similaires en faveur des taux de change flexibles.

51 Voir Ohanian, Stockman et Kilian (1995) pour une analyse de l'ajustement aux perturbations réelles et monétaires d'une économie dont les secteurs de production sont caractérisés par une flexibilité/rigidité de prix hétérogène. Tybout *et al.* (1997) trouvent que les réponses des firmes camerounaises à la dévaluation du Franc CFA varient selon leurs secteurs d'activité et leur taille.

*réelles et nominales seront vraisemblablement différenciés selon les secteurs économiques et les chocs eux-mêmes. Elle ne serait toutefois pas complète si elle n'incluait pas une analyse de l'impact des systèmes financiers. C'est pourquoi, nous abordons les conséquences du développement de la finance sur les relations entre le régime de change et la volatilité de la croissance.*

### **III – Finance, systèmes de change et Fluctuations économiques**

Le développement de la finance mondiale offre des opportunités aux pays en termes de stabilisation de la croissance mais il impose aussi des contraintes à toutes les décisions économiques comme la politique de change, la politique monétaire ou budgétaire, etc<sup>52</sup>. L'expérience des pays émergents montre que les fluctuations du taux de change nominal, lorsqu'elles agissent sur les conditions financières qui elles-même influencent l'activité économique, peuvent s'avérer coûteuses<sup>53</sup>. En effet, les conditions financières vont affecter l'impact du régime de change sur la stabilité économique à travers essentiellement des effets de bilan et des effets sur la dette en monnaie étrangère des pays en développement. Ces effets, de court terme, agissent en retour sur l'investissement (FRBSF Economic Letter No. 2005-01). L'impact net des variations du taux de change dépendra de l'importance relative de la modification de la compétitivité des activités des biens échangeables et des coûts venant des effets de bilan (Céspedes, Chang et Velasco, 2004).

Nous analyserons les implications du développement financier en termes de stabilité de la croissance. Nous traiterons d'abord des implications des transformations de l'environnement financier pour consacrer ensuite les deux sous-sections suivantes à l'exposition extérieure et aux

52 Prasad *et al.* (2004) proposent une revue des bénéfices de l'intégration et de la mondialisation financières en termes de réduction de la volatilité. Claessens (2004) offre une présentation détaillée des bénéfices et risques liés à la finance. Obstfeld (2004a) discute les implications des développements intervenus dans les marchés financiers internationaux sur l'ajustement extérieur ainsi que le rôle du taux de change dans cet ajustement.

53 Calvo (2000) résume les interactions entre la finance et la politique de change dans les pays émergents.

attaques spéculatives. Les crises bancaires seront l'objet de la dernière sous-section.

### III.1 – Le rôle de l'environnement financier

Le démantèlement des restrictions aux mouvements de capitaux a favorisé le développement des marchés financiers au niveau mondial. Cet essor a été facilité également par une meilleure circulation de l'information, les innovations technologiques et financières<sup>54</sup>... Ces transformations financières peuvent accroître ou réduire la volatilité de la croissance (voir Cecchetti *et al.*, 2006). En effet, elles permettent d'améliorer l'efficacité dans l'allocation des ressources productives et l'ajustement aux chocs, concourant ainsi à une croissance plus stable. Mais, elles imposent aussi des contraintes à la conduite des politiques économiques, aux systèmes bancaires, aux comportements d'une économie en général et elles génèrent aussi des troubles (Caballero, 2003). Mundell (1963) fut parmi les premiers à exposer succinctement les implications de l'accroissement des flux financiers et de l'intégration des marchés financiers. Il démontre que, dans un monde où les capitaux circulent de plus en plus vite, la politique monétaire devient contrainte et s'avère souvent inefficace à influencer les conditions économiques réelles domestiques lorsque le taux de change est fixe. La monnaie, endogène, s'ajuste alors à l'économie (Dornbusch et Giovannini, 1990). Cela implique donc une sensibilité accrue de l'économie (et de la croissance) aux perturbations qui l'affectent.

Avec l'intégration des marchés financiers internationaux, les flux de capitaux constituent également un mécanisme de propagation des crises financières et de change (Calvo et Mendoza, 2000; Calvo, 2000) et rendent la croissance plus instable (Combes *et al.*, 2000). Les risques provenant de la finance prennent les formes d'une exposition extérieure en devise, d'attaques spéculatives sur certaines monnaies ou certains actifs et de crises bancaires et financières.

---

<sup>54</sup> Les échanges d'actifs financiers s'élèvent en moyenne à 5,25 fois le PIB nominal dans les pays à revenu élevé sur la période 1970-2003. Ils représentent une proportion sensiblement plus faible mais élevée (64% du PIB) des économies émergentes (voir Table 1 dans Obstfeld, 2004a). En 2002, les échanges mondiaux d'actifs financiers dépassaient le PIB mondial (Figure 1, Obstfeld, 2004a).



## III.2 – L'exposition extérieure

L'exposition extérieure est le déséquilibre entre la dette et les actifs d'un agent économique ou d'un pays libellés dans des monnaies différentes de sorte qu'il se dégage un passif net exigible en devise. Souvent, elle résulte du fait que les agents économiques privés ou publics, domestiques et étrangers considèrent le régime de change fixe comme une garantie (implicite ou explicite) contre le risque de change. Parfois, elle est encouragée par une régulation et une supervision du système financier inadéquates (Claessens, 2004). Il est courant que le gouvernement assure les dépôts bancaires dans le but de promouvoir le développement du système bancaire et un meilleur financement des activités économiques. Mais, Eichengreen et Hausmann (1999) affirment que la garantie des dépôts bancaires cache quelques fois une crédibilité limitée des décideurs politiques et l'existence de risques. Il s'agit, pour les prêteurs étrangers d'éviter les pertes de capital. Plus le terme d'une transaction est éloigné, plus le risque de dépréciation de la monnaie domestique est élevé. Alors, les étrangers choisissent de prêter et d'investir à court terme dans les pays offrant des taux d'intérêt élevés (en majorité des pays émergents ou en développement) et un taux de change fixe. Dans ces pays qui empruntent en majorité en devises, les fluctuations du taux de change se répercutent sur la valeur et le service de la dette. L'impact négatif initial d'un choc adverse est amplifié par la dénomination en monnaie étrangère de la dette. Le raisonnement inverse s'applique pour un choc favorable. En agissant ainsi sur les conditions financières, les mouvements du taux de change peuvent affecter – et même générer de l'instabilité dans – l'économie réelle.

L'exposition extérieure n'est cependant pas l'apanage des pays à système de change fixe. Elle peut provenir aussi du « péché originel<sup>55</sup> », c'est-à-dire, l'incapacité des pays en développement à emprunter sur les marchés financiers étrangers dans leur propre monnaie,

---

<sup>55</sup> Si le « péché originel » est la véritable cause de l'exposition extérieure, alors la solution la plus immédiate consisterait en une dollarisation complète. Une construction d'institutions, de pratiques et de règles plus crédibles peut être une alternative qui nécessite plus de temps (Calvo, 2000).

indépendamment du terme de la dette. De surcroît, tous leurs emprunts de long terme (domestiques et extérieurs) ne peuvent s'effectuer que dans une devise étrangère. Selon cette ligne de raisonnement, l'exposition extérieure et le régime de change seraient indépendants l'un de l'autre.

Si les causes principales de l'exposition extérieure sont autres que le « péché originel », alors, soutiennent Eichengreen et Hausmann (1999) et Kamil (2006), un taux de change flexible aurait introduit un risque de change amenant les acteurs économiques à couvrir leurs positions en devises. Par le comportement prudentiel induit par les changes flottants, l'exposition aux chocs du pays s'en trouve atténuée. Il en résulte une vulnérabilité moindre des entreprises et des banques domestiques aux chocs du marché des changes et des marchés financiers mondiaux; ce qui conduit à une croissance moins instable. Cette ligne d'argumentation a été confirmée par Céspedes, Chang et Velasco (2000). Ils démontrent que les effets de bilans et par conséquent la fragilité financière ne suffisent pas à réfuter la supériorité des régimes de change flexibles en termes d'ajustement aux chocs réels, même dans un cadre de dollarisation des engagements financiers domestiques.

Hormis les risques liés à la l'exposition extérieure, les régimes de change fixes sont parfois l'objet d'attaques spéculatives que nous abordons dans la sous-section suivante.

### **III.3 – Les attaques spéculatives des taux de change fixes**

Trois générations de modèles ont été élaborées pour expliquer les attaques spéculatives et les crises de changes (Krugman, 2001; Frankel et Wei, 2004). La première, développée après la disparition du système de change fixe généralisé de Bretton Woods, explique la survenue de crises de change ou d'attaques spéculatives par la poursuite de politiques monétaires et budgétaires incompatibles avec le maintien de la parité de change à moyen et long termes. La crise inévitable qui a lieu n'est qu'un réajustement sans coûts réels substantiels, de la parité de

change avec les politiques économiques en cours.

Dans le second type de modèles – nés à la suite des crises de change dans des pays participant au mécanisme de change européen dans les années 1990 – les attaques spéculatives deviennent stochastiques. Les politiques sont saines et en adéquation avec le fonctionnement du régime de change fixe. Seulement, en présence d'attaques spéculatives auto-réalisatrices, les coûts (économiques, financiers et politiques) de la défense du cours de la monnaie peuvent croître au-dessus du seuil tolérable par les autorités (Obstfeld, 1994). A l'instar des modèles de la première génération, ceux de la seconde ne prédisent pas de coûts économiques substantiels associés aux attaques des monnaies sauf si les autorités décident de défendre le régime de change par des mesures coûteuses telles que des hausses des taux d'intérêt domestiques<sup>56</sup>. Les explications de crises de change par les modèles de la deuxième génération sont corroborées par la crise de la livre sterling en 1992<sup>57</sup>.

D'autres crises récentes se sont révélées, au contraire, plus coûteuses économiquement (Furman et Stiglitz, 1998; Krugman, 2001) dans des pays comme ceux d'Asie du sud-est qui poursuivaient des politiques macroéconomiques relativement saines (Easterly *et al.*, 2000; Frankel et Wei, 2004) et enregistraient des performances économiques satisfaisantes. Cela a conduit au développement d'une troisième génération de modèles de crises de change. Les pays asiatiques avaient accès aux flux de financement mondiaux car ils avaient entamé une libéralisation financière interne et internationale significative. Furman et Stiglitz pensent que les facteurs bancaires et financiers ont joué un rôle déterminant dans le déclenchement, la propagation et surtout l'ampleur de la crise de change et financière qui a débuté en 1997-1998 ainsi que les sévères coûts infligés aux économies de ces pays. L'intermédiation financière a exercé un effet multiplicateur sur le crédit domestique qui augmentait à des rythmes soutenus

---

56 Ces taux d'intérêt élevés sont nécessaires pour absorber la baisse de la demande de monnaie domestique consécutive à l'anticipation d'un abandon de la parité existante (Obstfeld, 1994).

57 Selon Krugman (2001), la sortie de la Grande Bretagne du système de change européen a permis une marge de manœuvre plus grande aux autorités monétaires britanniques en relâchant les contraintes imposées par un taux de change devenu trop rigide.

alimentant et amplifiant les distorsions économiques<sup>58</sup>. Les entreprises et les banques étaient en général peu capitalisées et dépendaient des financements extérieurs pour leurs activités. Par le développement d'une situation extérieure de court terme non couverte, les politiques financières et bancaires poursuivies ont accru la fragilité financière des entreprises et des économies (voir Prasad *et al.*, 2004). Quand des pressions spéculatives ont commencé à apparaître, les autorités pouvaient, soit abandonner la parité fixe et laisser le taux de change se déprécier, soit accroître fortement les taux d'intérêt dans le but de limiter les sorties de capitaux et stabiliser le taux de change<sup>59</sup>. D'une part, une forte dépréciation du taux de change aurait des effets économiques adverses par la détérioration des actifs nets des banques et des entreprises. D'autre part, des augmentations fortes et subites des taux d'intérêt alourdiraient le service de la dette, qui à son tour accroîtrait les risques de défaut des emprunteurs domestiques. Quand les banques enregistrent une forte dégradation de leurs créances, l'offre de crédit à l'économie s'en trouve affectée et il est possible d'observer des rationnements voire l'effondrement du crédit (voir Furman et Stiglitz). Dans les deux cas, si les marchés financiers anticipent que les mesures mises en œuvre vont accentuer les difficultés économiques et augmenter le risque de défaut des débiteurs alors, le rendement qu'ils attendent de leurs placements dans le pays domestique baisse. On observe alors des sorties de capitaux; la monnaie domestique se déprécie fortement et les difficultés économiques s'amplifient. Selon Furman et Stiglitz, l'ampleur et l'étendue des effets dépendront des caractéristiques financières et économiques de chaque pays telles que le niveau d'endettement, la structure par terme de la dette, la structure du marché financier domestique, le taux d'inflation, etc. Frankel et Wei (2004) précisent que l'ampleur et la sévérité des crises croissent avec l'endettement de court terme, la dette extérieure libellée en devises et la faiblesse des réserves de change. L'expérience asiatique montre ainsi que l'intégration financière

---

58 Des investissements dans l'immobilier, ou dans des entreprises dont la véritable rentabilité était faible.

59 Cukierman, Goldstein et Spiegel (2003) discutent au plan théorique les facteurs qui sont susceptibles de déterminer le choix d'un régime de change fixe et la décision de défendre ou non la parité ou la bande fixe face à des attaques spéculatives. Voir Bubula et Ötker-Robe (2003) pour un traitement statistique de la survenue des crises de change dans différents régimes de change au cours de la période 1990-2001.

mondiale ne renforce la résilience des économies aux chocs que, lorsque les marchés financiers sont parfaits ou si la libéralisation financière s'opère en présence d'un système financier et économique bien supervisé et régulé. Elle montre aussi que l'intégration financière peut affecter l'impact du système de change sur la volatilité de la croissance.

### III.4 – Crises bancaires<sup>60</sup> et financières

Les crises bancaires et financières s'expliquent par des facteurs hétérogènes et complexes (Furman et Stiglitz, *ibid*), interagissant les uns avec les autres et rendant très complexe l'explication de la prévalence des troubles financiers selon le taux de change<sup>61</sup>. Néanmoins, la fragilité financière est, selon Eichengreen et Hausmann (1999), étroitement liée à la politique de change à cause de la présence de déséquilibres de change et de terme<sup>62</sup>. Deux explications divergentes de ces déséquilibres ont été avancées. La première postule l'existence d'un aléa moral provenant en partie d'une politique bancaire et financière inadaptée (Burnside, Eichenbaum et Rebelo, 1999; Frankel et Wei, 2004) et en partie, de l'absence de flexibilité du taux de change nominal. Ces facteurs favorisent alors le développement d'une vulnérabilité financière et un système bancaire domestique fragile propage et amplifie les chocs<sup>63</sup> (Edwards et Végh, 1997); ce mécanisme est favorisé par une information imparfaite (Calvo et Mendoza, 2000). Le second courant soutient que la vulnérabilité financière trouve son origine uniquement dans le « péché originel » (voir Eichengreen et Hausmann).

En réalité, l'évidence empirique disponible montrent que, ni le hasard moral ni le péché

---

60 Une crise bancaire est une situation dans laquelle les banques sont contraintes de suspendre la convertibilité de leurs dépôts en l'absence d'une assistance extérieure.

61 Husain *et al.* (2004) proposent une évidence empirique sur les relations entre la politique de change et les crises bancaires et les « crises jumelles » dans les pays industrialisés, les économies émergentes et les autres pays en développement. Ils comparent leurs résultats à ceux de la littérature.

62 Les banques et les autres agents domestiques empruntent en devises sans être en mesure de se couvrir ou ne disposent pas d'actifs en devises suffisants, générant un déséquilibre de change. Le déséquilibre de terme provient de l'inadéquation entre ressources bancaires et financières de court terme rapidement exigibles et actifs bancaires de moyen et long termes peu liquides.

63 Ces chocs affectent la qualité des actifs bancaires ou modifient le financement des banques.

originel pris individuellement ne suffisent à expliquer de manière satisfaisante les crises bancaires et financières (voir Eichengreen et Hausmann, 1999; Domaç et Peria, 2000). Les crises financières ne sont donc pas toujours directement provoquées par la fixité du taux de change (voir Frankel et Wei, 2004). Le régime de change ne fait qu'accélérer ou déclencher et amplifier les événements qui mènent à la crise et sont susceptibles de rendre la croissance instable.

#### ***IV – Régimes de change et volatilité de la croissance : une analyse économétrique***

La théorie économique ne permet pas de prédire clairement l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance. Après l'abandon du système de change fixe généralisé de Bretton Woods dans les années 1970, il n'y a pas eu d'évolution significative vers un type donné de régime de change. Et l'impression qui se dégage des diverses expériences est que l'impact du système de change sur les performances économiques et notamment son impact sur la volatilité de la croissance devraient être explorés au niveau empirique. C'est pourquoi, nous résumons brièvement les travaux économétriques réalisés sur ce sujet avant de procéder à notre analyse économétrique.

##### **IV.1 - Evidence empirique sur les liens entre le système de change et la volatilité de la croissance**

Bien que la littérature sur les effets économiques des régimes de change soit très riche et continuellement ré-examinée et enrichie, les travaux empiriques sont assez limités<sup>64</sup>. En outre, aucun consensus ne se dégage sur les relations entre le système de change et la volatilité de la croissance.

---

<sup>64</sup> Des investigations systématiques des différences de performances économiques induites par différents régimes de change existent en général pour la croissance et l'inflation (Voir Tavlas, Dellas, Stockman (2008) pour une revue de littérature).

#### **IV.1.1- Initialement, des résultats en faveur d'une neutralité du régime de change**

Contrairement aux prédictions de nombreux modèles théoriques des taux de change, certaines études appliquées ont réfuté l'existence d'effets systématiques du régime de change sur l'économie réelle. Baxter et Stockman (1989) ont comparé l'évolution de plusieurs agrégats macroéconomiques dans les systèmes de change classés par le FMI. Ils parviennent à la conclusion que seul le taux de change réel présente une volatilité accrue dans les systèmes de change flexibles comparativement aux systèmes fixes. Bien que la volatilité de la production industrielle augmente après 1973 dans la majorité des 14 pays OCDE étudiés, les auteurs concluent à l'absence d'un impact systématique du système de change sur la volatilité de la croissance. Ils s'appuient sur l'évolution des corrélations internationales dans la production industrielle et les dépenses de consommation gouvernementales ainsi que les expériences du Canada et de l'Irlande<sup>65</sup> pour justifier leur conclusion. Flood et Rose (1995) comparent la volatilité conditionnelle du taux de change qui est spécifique à chaque régime à la volatilité de la croissance entre régimes de change, dans huit pays de l'OCDE sur la période 1960-1991. Ils parviennent à la même conclusion que Baxter et Stockman. Sopraseuth (2003) prouve que la neutralité du régime de change vis-à-vis du cycle économique est robuste, en particulier dans les pays du système monétaire européen.

Les résultats de études précédentes, notamment ceux de Baxter et Stockman restent néanmoins limités dans leur robustesse puisqu'ils reposent essentiellement sur des statistiques simples (des corrélations simples dans la plupart des cas). Un éventuel impact du régime de change ne pourrait être écarté qu'après avoir contrôlé les effets des autres facteurs qui pourraient influencer la volatilité de la croissance. La nécessité de cette investigation additionnelle est d'ailleurs reconnue par Baxter et Stockman.

---

<sup>65</sup> L'Irlande a abandonné son *peg* avec la livre britannique pour le deutch mark lorsqu'elle a rejoint le système monétaire européen en 1979. Le dollar canadien a flotté vis-à-vis du dollar de 1951 à 1962 puis à nouveau à partir de 1970.

#### **IV.1.2- Par la suite, des résultats contradictoires**

Contre l'évidence précédente, d'autres auteurs présentent des résultats qui tendent à conclure à la non neutralité du régime de change sur la volatilité de la croissance.

Une des analyses empiriques couramment mentionnée est celle réalisée par Ghosh *et al.* (1995) dans un échantillon d'une centaine de pays, sur la période de 1960 à 1990. Ces auteurs distinguent les « ajusteurs fréquents » des « ajusteurs non fréquents » dans les pays à régimes de change officiellement fixes. Ils mettent en lumière une volatilité plus grande des taux de croissance du PIB réel en présence d'un taux de change fixe. Toutefois, cette différence de volatilité n'est pas observée dans les pays développés. Cette étude montre qu'en améliorant la capacité d'une économie à s'ajuster aux chocs, notamment lorsque des rigidités nominales existent dans l'économie, la flexibilité du taux de change nominal atténue les fluctuations de la croissance du PIB réel<sup>66</sup>. Dans leur étude de l'Amérique Latine au cours de la période 1970-1992, Hausmann et Gavin (1996) attribuent la forte volatilité de la croissance dans cette région, en comparaison aux autres régions du monde (à l'exception de l'Afrique Sub-Saharienne et des pays pétroliers du Moyen-Orient), à l'adoption de systèmes de change fixes et aux changements fréquents de régimes de change. Bastourre et Carrera (2004) distinguent les régimes *de jure* et les régimes *de facto*<sup>67</sup> dans deux groupes de pays<sup>68</sup> sur la période 1974-2000. Ils trouvent que la volatilité est relativement plus élevée dans les régimes de change fixes après avoir pris en compte d'autres déterminants de la volatilité. Par ailleurs, les régimes de change classés à la fois comme fixes *de jure* et fixes *de facto* (appelés « *pegs* consistants ») et les régimes officiels fixes mais classés comme régimes flexibles *de facto* (appelés « *pegs* non consistants ») induisent plus

---

66 Ghosh *et al.* (1995) introduisent seulement l'instabilité des termes de l'échange et les dépenses de consommation gouvernementales comme variables explicatives, en plus du régime de change. Leurs résultats faiblissent significativement avec l'introduction de ces deux variables de contrôle.

67 Les régimes *de facto* sont ceux de la base de Levy Yeyati et Sturzenegger (2002).

68 Le premier groupe comporte 45 pays pour lesquels la volatilité est calculée par l'écart-type du taux de croissance de la production industrielle mensuelle. Dans le second groupe de 150 pays, la volatilité est mesurée par l'écart-type (sur trois années mobiles) du taux de croissance annuelle du PIB.



de volatilité que les régimes de flottement consistants. Les *pegs* consistants et non consistants ne sont pas statistiquement distincts. Les effets des régimes intermédiaires sur la volatilité ne sont ni significatifs ni statistiquement différents de ceux des systèmes de flottement. Utilisant leur classification des régimes de change, Levy Yeyati et Sturzenegger (2003) trouvent que la flexibilité du taux de change réduit la volatilité de la croissance dans les pays en développement alors que les régimes fixes et intermédiaires conduisent à une croissance moins volatile que le flottement dans les pays industrialisés. Stockman (1998) s'est intéressé à la relation entre le taux de change réel et le produit relatif entre paires de pays. Selon ses résultats (portant sur des données trimestrielles de dix pays industrialisés<sup>69</sup> sur la période 1974-1996), le PIB relatif de deux pays ayant chacun un régime de change flexible, croît non linéairement avec le taux de change réel entre ces deux pays. Cette relation statistiquement significative est conditionnelle à la nature persistante de l'évolution du taux de change réel. Stockman n'a cependant pas étudié explicitement la volatilité de la croissance du produit. Bayoumi et Eichengreen (1994) ont évalué la contribution des chocs d'offre et de demande agrégées à la volatilité de la croissance et des prix dans les pays du G-7 sous le système de Bretton Woods et dans la période de changes flexibles consécutive à celui-ci. Ils concluent que les changes flexibles de l'après Bretton Woods ont significativement réduit l'instabilité de la croissance relativement à celle des prix. Les auteurs justifient cette interprétation par deux raisons. D'abord, l'accroissement de l'autonomie de la politique monétaire par les systèmes de changes flexibles a permis de réduire la sensibilité du produit et de sa croissance aux chocs d'offre d'agrégée. Ensuite, les changements de volatilité de la croissance et des prix ne sont pas imputables à des changements dans les caractéristiques des chocs de demande et d'offre sous-jacents entre les deux périodes.

Des pays ou ensembles de pays liés par des accords de change spécifiques ont aussi été étudiés. Devarajan et De Melo (1990) jugent (d'après leurs calculs) que les pays de la zone Franc

---

<sup>69</sup> Ces dix pays sont Australie, Canada, France, Italie, Japon, Pays-Bas, Espagne, Suisse, Grande Bretagne et Etats-Unis.

CFA exhibent une aversion révélée à l'inflation « anormalement » très élevée comparativement aux autres pays africains non-membres de la zone aux caractéristiques structurelles similaires. Etant donné ces préférences, les pays de la zone franc CFA ont un taux de croissance du PIB qui est relativement plus volatile que les autres pays africains à taux de change plus flexible. Bleaney et Fielding (2002) trouvent que l'impact défavorable de la fixité du taux de change nominal sur la volatilité de la croissance ne se manifeste pas dans les autres pays en développement à changes fixes. Concernant les pays d'Europe, Collard et Dellas (2002) ont étudié la stabilité macroéconomique en France et en Allemagne et la transmission des chocs<sup>70</sup> entre ces deux pays durant le flottement du taux de change de leurs monnaies, sous le *peg* unilatéral (dans le cadre du système monétaire européen (SME) et dans l'union monétaire. Aussi bien en France qu'en Allemagne, le produit est toujours moins instable dans le régime de change flottant. Par contre, le produit français présente une volatilité en union monétaire moins élevée que dans le système de change européen. Alors que l'Allemagne a un produit dont la volatilité croît avec la rigidité de son taux de change nominal. Collard et Dellas trouvent également que les chocs d'offre spécifiques à chacun des deux pays se propagent négativement d'un pays à l'autre sous l'union monétaire qui, de surcroît, amplifie la contribution de ces chocs à la volatilité du produit. Une évidence tendant à confirmer l'existence d'un impact du régime de change sur la transmission internationale des perturbations – et donc sur la stabilité de la croissance – émerge pour les chocs d'offre spécifiques et les chocs monétaires<sup>71</sup>.

En dehors de ces deux zones monétaires, on rencontre peu d'études de cas dans la littérature. Bergvall (2005) s'est intéressé à l'expérience suédoise de taux de change fixe et ajustable de 1974 à 1994. Il a simulé la stabilité qu'aurait présentée le produit intérieur brut si la

---

70 Il s'agit de chocs d'offre communs aux deux pays, chocs d'offre spécifiques à chaque pays, chocs monétaires et fiscaux.

71 Alors que les chocs d'offre spécifiques étaient transmis positivement pendant le flottement du taux de change, leur transmission devient négative sous le change fixe (aussi bien dans le *peg* unilatéral du système monétaire européen que dans l'union monétaire). Les chocs monétaires transmis négativement d'un pays à l'autre sous le régime de change flexible se propagent désormais positivement entre la France et l'Allemagne dans l'ère des taux de change fixes.

Suède avait plutôt opté pour un système de change flottant ou un régime de fixité de change irrévocable. Ses résultats dépendent de la qualité de l'information sur l'état de l'économie dont disposent les autorités monétaires. Sous l'hypothèse d'une information parfaite, la volatilité du produit suédois dans le système de change fixe ajustable est faiblement supérieure à celle qui aurait prévalu si un taux de change flexible avait été préféré. Sans cette hypothèse, le produit aurait été identiquement volatile dans le régime de taux de change flottant et dans celui effectivement mis en œuvre par la Suède car les dévaluations (sept au total sur la période étudiée) auraient été, selon Bergvall, opérées de manière optimale. Le résultat robuste se rapporte au régime de fixité irrévocable qui aurait conduit à une croissance plus volatile en comparaison avec le système de change fixe traditionnel de la Suède.

Des travaux existants, il ressort que l'évidence empirique reste quelque peu contrastée quant aux effets du régime de change sur la volatilité de la croissance, même si la flexibilité du taux de change nominal semble contribuer à une stabilité plus grande de la croissance.

Quelques aspects de la littérature empirique méritent une discussion. En effet, beaucoup d'études des cycles économiques sont effectuées principalement sur les pays industrialisés<sup>72</sup> et sur quelques pays émergents pour lesquels des données trimestrielles existent. La majorité des pays en développement étant exclue, les conclusions de ces études ne leur sont pas facilement généralisables, notamment si les conséquences économiques des régimes de change dépendent du niveau de développement économique et financier. L'importance du développement financier mise en exergue par Easterly *et al.* (*ibid*) a été ignorée dans les travaux que nous avons évoqués. Ensuite, nous avons déjà mentionné que des études comme celles de Ghosh *et al.* (1995) ou Baxter et Stockman (1989) s'appuient essentiellement sur des comparaisons de corrélations inconditionnelles de la volatilité de la croissance avec différents régimes de change. Les

---

72 Voir Mendoza (1995) et les références qu'il cite.

investigations qui contrôlent l'influence d'autres facteurs de volatilité n'exploitent pas en général l'évidence découlant de la littérature sur les déterminants de la volatilité. C'est en partie le cas de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003). Plus particulièrement, la volatilité est analysée de façon accessoire dans certaines études des conséquences économiques du système de change, la priorité étant réservée à la croissance (*e.g.*, Rogoff *et al.*, 2004; Husain *et al.*, 2004). Finalement, peu d'évidence empirique existe sur la façon dont le système de change affecte la volatilité.

Notre analyse tentera de remédier à certaines de ces faiblesses. Nous prendrons en compte l'influence de certains déterminants de la volatilité apparaissant robustes dans la littérature empirique. Nous essaierons également de corriger l'endogénéité du choix du régime de change. Surtout, une différence majeure de notre étude avec les précédentes est que nous évaluerons les canaux par lesquels le régime de change affecte la volatilité de la croissance. Un autre apport de notre travail réside dans l'utilisation des régimes *de jure* et des régimes *de facto* pour vérifier si les déclarations et les pratiques de politique de change conduisent à des performances de volatilité de croissance différentes. Enfin, nous nous appuierons sur les tests de racines unitaires pour données de panel développés récemment pour déterminer les mesures de volatilité ou d'instabilité que nous utiliserons.

## IV.2 – Démarche économétrique

Dans cette section, nous conduirons une analyse économétrique des effets du système de change sur la volatilité de la croissance<sup>73</sup> en mettant en lumière les mécanismes par lesquels ces effets se produisent.

---

73 Dans la littérature, *output volatility* et *growth volatility* sont fréquemment utilisés pour désigner la volatilité de la croissance.

#### **IV.2.1 – Le modèle économétrique**

La volatilité des taux de croissance du produit intérieur brut réel varie-t-elle systématiquement entre régimes de change ? Pour répondre à cette question, nous estimerons l'équation :

$$\sigma_{g_{it}} = \alpha + \delta ERR_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où  $\sigma_g$  est la variable de volatilité du taux de croissance du PIB,  $ERR$  désigne le régime de change et  $X$  est le vecteur des autres variables qui affectent la volatilité de la croissance.  $\varepsilon$  est un terme d'erreurs d'espérance nulle et de variance  $\Omega_i$ . Les indices  $i$  et  $t$  désignent respectivement le pays et la période de temps.

#### **IV.2.2 – Recherche des canaux**

Pour évaluer les canaux de transmission des effets du régime de change sur la volatilité, nous considérons trois mécanismes. Le premier est représenté par les chocs extérieurs exogènes des termes de l'échange qui constituent un important facteur d'instabilité de la croissance (voir Mendoza, 1995; pour les pays Africains, voir Kose et Riezman, 2001). Nous cherchons à savoir si le régime de change affecte l'impact de l'instabilité des termes de l'échange sur la volatilité de la croissance. Nous évaluons cette hypothèse en introduisant un terme croisé des variables de régime de change et d'instabilité des termes de l'échange à côté des autres variables explicatives du modèle économétrique ci-dessus. Nos discussions antérieures prédisent que la flexibilité du taux de change offre un meilleur ajustement aux chocs réels, toutes choses égales. Nous attendons donc que les régimes de change fixes accentuent la contribution de l'instabilité des termes de l'échange à la volatilité de la croissance. Les deux autres mécanismes étudiés sont le niveau de développement économique et le développement du système financier. Le but est de

savoir si le régime de change affecte différemment la volatilité de la croissance suivant le développement économique ou financier. Comme avec les chocs des termes de l'échange, nous utiliserons aussi des termes interactifs du régime de change avec les variables mesurant le développement économique et le développement financier. Nous avons mentionné dans la section III qu'un système financier développé peut contribuer à la stabilité de la croissance. Dans un régime de change fixe, le rôle du système financier devient crucial parce que l'ajustement automatique par les variations du taux de change nominal est limité ou impossible. En outre, la politique monétaire est également contrainte par la fixité du taux de change. L'ajustement de l'économie doit donc se faire par d'autres mécanismes et le système financier en est un. Cela suggère que le développement financier peut être un facteur de moindre volatilité, notamment dans les pays à systèmes de change fixes. Toutefois, nous avons mentionné aussi que l'intégration financière peut exposer un pays à diverses perturbations qui tendent à rendre la croissance volatile, particulièrement dans les pays à régime de change fixe. Considéré sous cet angle, le développement financier contribuerait à l'instabilité de la croissance surtout en présence d'un taux de change fixe. L'impact théorique du développement financier dans un système de change fixe est alors indéterminé. Cependant, suivant l'évidence exposée dans la section III, nous postulerons que l'effet bénéfique du développement du système financier l'emporte sur son impact négatif. Ainsi, en régime de change fixe, la volatilité de la croissance diminue avec le développement financier. Enfin, les pays plus développés économiquement tendront, entre autres, à avoir de meilleures institutions (économiques, politiques, sociales...) et des économies plus diversifiées. La volatilité de leur croissance tendra donc à être plus faible en régimes de change fixes relativement aux pays moins développés.

### **IV.3 – Mesure des variables, signes attendus**

Nous exposons notre mesure de la volatilité de la croissance avant de présenter les

déterminants que nous utiliserons comme variables explicatives.

### **IV.3.1 – Mesure de la volatilité**

La volatilité est une mesure de l'évolution possible d'une variable ou d'une fonction de cette variable (Aizenman et Pinto, 2004). Dans la littérature empirique, la volatilité de la croissance est très souvent mesurée par l'écart-type du taux de croissance du PIB réel par tête (e.g., Ramey et Ramey, 1994; Ghosh *et al.*, 1995; Easterly *et al.*, 2000; Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2003; Bastourre et Carrera, 2004)<sup>74</sup>. La volatilité ainsi calculée traduit la dispersion des taux de croissance du PIB autour de leur moyenne. En général, l'écart-type (ou le coefficient de variation) d'une variable comme mesure de sa volatilité ou de son instabilité n'est adaptée que si la série considérée est stationnaire. Dans le cas contraire, il convient de calculer la volatilité de la variable autour de sa tendance, stochastique ou déterministe, car l'écart-type surestime la volatilité. En pratique, cela revient à soustraire la tendance de la série d'origine de sorte à calculer la volatilité par l'écart-type de la composante stationnaire de la série. Cette démarche nécessite donc de tester la présence de tendances dans les séries de données utilisées. C'est pourquoi nous recourons aux tests de racines unitaires sur données de panel pour vérifier la présence de tendances dans nos séries.

Plus précisément, soit  $X_{it}$  une variable donnée, notre démarche consiste à écrire cette variable sous la forme suivante :

$$X_{it} = \alpha + \beta X_{it-1} + \gamma t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où  $i$  et  $t$  représentent respectivement le pays et l'année et  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  sont des paramètres.

Combes *et al.* (2000) calculent la volatilité des taux de croissance du PIB réel par la

---

<sup>74</sup> Dans sa discussion des concepts de volatilité de la croissance, Wolf (2004) conclut qu'aucune mesure de volatilité ne capte tous les aspects pertinents de la volatilité. Il recommande d'utiliser comme mesure centrale l'écart-type des taux de croissance du PIB réel par tête (lorsqu'on veut évaluer l'impact de la volatilité sur d'autres variables) et d'évaluer la robustesse des résultats à l'aide d'autres mesures de volatilité. Andersen, Bollerslev et Diebold (2004) présentent et discutent les mesures de volatilité utilisées notamment dans la finance.

somme des carrés des résidus ( $\epsilon$ ) de l'équation 2. Mais une telle mesure n'est adaptée que si la série contient effectivement une constante, une racine unitaire et une tendance déterministe linéaire. Comme on peut le constater, les deux mesures de volatilité évoquées ci-dessus imposent une forme particulière au processus générateur de la série sans la justifier statistiquement. C'est pourquoi nous testons la présence d'une tendance stochastique (*i.e.*,  $\beta = 1$ ) et d'une tendance déterministe (*i.e.*,  $\gamma \neq 0$ ) à l'aide des tests de racines unitaires en panel développés par Levin, Lin et Chu (LLC, 2002), Im Pesaran et Shin (IPS, 2003) et Maddala et Wu (MW, 1999). Ces tests nous indiqueront la spécification de chaque variable qu'il faut retenir pour calculer sa volatilité<sup>75</sup>.

#### IV.3.1.1 – Principe des tests de racines unitaires sur données de panel

L'hypothèse nulle de ces trois tests est la non stationnarité, c'est à dire la présence d'une racine unitaire dans la série considérée. Les propriétés de ces tests sont dérivées en faisant l'hypothèse de convergence simultanée<sup>76</sup> pour le test LLC et l'hypothèse de convergence séquentielle pour les tests IPS et MW. Le test de Levin, Lin et Chu permet la présence d'effets spécifiques, de tendances déterministes hétérogènes et de corrélation sérielle hétérogène des erreurs. LLC suppose aussi que la dimension temporelle (T) converge plus vite que la dimension individuelle (N) vers l'infini de sorte que le rapport N/T tend vers zéro. Le test est construit sur l'hypothèse restrictive (Baltagi et Kao, 2000; Levin, Lin et Chu, 2002) d'homogénéité du coefficient autorégressif<sup>77</sup>. Par ailleurs, sa taille est fortement biaisée à la hausse et sa puissance est faible lorsque la dimension temporelle du panel est faible. Il souffre également de fortes distorsions de taille en présence de corrélation interindividuelle.

Le test proposé par Im, Pesaran et Shin est moins restrictif que celui de LLC car il

---

75 Les valeurs de volatilité des termes de l'échange, de l'inflation, des dépenses gouvernementales de la consommation, de la croissance du PIB réel par tête et de la croissance de la consommation par tête mesurées par leur écart-type et par l'écart-type des déviations de ces séries par rapport à la valeur filtrée (filtre de type *bandwide*) sont très proches dans Wolf (2004).

76 Ce type de convergence est aussi appelé convergence le long d'une diagonale.

77 Le coefficient autorégressif est le coefficient du terme autorégressif, *i.e.*, la valeur retardée de la série étudiée.



suppose l'hétérogénéité du coefficient autorégressif. En outre, son hypothèse alternative postule la stationnarité pour au moins un individu simultanément avec la non stationnarité pour d'autres individus. Construit comme une moyenne des statistiques de tests des racines unitaires individuelles – en l'occurrence les statistiques augmentées de Dickey-Fuller – le test corrige la corrélation sérielle hétérogène des résidus. Les simulations montrent que le test IPS domine celui de LLC (voir Im, Pesaran et Shin, 2003).

Une faiblesse des tests LL et IPS est que la spécification de la tendance déterministe influence leur puissance locale (voir Baltagi et Kao, 2000). De surcroît, ils ne peuvent être appliqués qu'à des panels cylindrés. À l'opposé, le test de Maddala et Wu peut être effectué sur des panels non cylindrés. C'est un test de Fisher qui combine les probabilités (*p-values*) des tests de racines unitaires individuels<sup>78</sup>, le rendant ainsi applicable à tous les autres tests de racines unitaires (Dickey- Fuller, Phillips-Perron, KPSS, etc.). À l'instar du test IPS, celui de MW permet une hétérogénéité des tendances stochastique et déterministe. En outre, le test de type Fisher en panel permet la présence d'un nombre hétérogène de retards et se comporte bien dans les panels à dimension individuelle finie ou infinie (voir Choi, 2001). Les simulations effectuées par Maddala et Wu indiquent que le test de Fisher domine en général celui de Im, Pesaran et Shin, particulièrement en présence de tendance stochastique hétérogène (voir aussi Baltagi et Kao, 2000). En outre, les distorsions des tailles sont moindres avec ces deux tests, celui de IPS ayant la plus grande stabilité. Mais l'addition d'une tendance déterministe linéaire réduit considérablement la puissance de ces deux tests (Choi, 2001).

Nous utilisons ces trois tests de sorte à réduire le risque que les limites de l'un d'eux n'entachent substantiellement les conclusions auxquelles nous aboutissons.

---

<sup>78</sup> Choi propose aussi un test de type Fisher (voir Choi, 2001) que nous n'utilisons pas dans notre travail car ses résultats sont en général similaires à ceux du test de MW.

### IV.3.1.2 – Résultats des tests de racines unitaires

Notre échantillon couvre la période allant de 1970 à 2000. Le nombre de pays varie d'une variable à l'autre du fait de données manquantes. Nous avons fixé à quatre le nombre maximum de retards introduits dans les tests. Dans les cas où les tests indiquent la présence d'une racine unitaire, nous déterminons l'ordre d'intégration de la série en conduisant à nouveau les trois tests sur la différence première de la série. Dans ce cas, nous n'introduisons pas de tendance linéaire déterministe car la constante en différence devient un trend linéaire en niveau.

Les résultats des tests sont présentés dans les tableaux 1 (IPS), 2 (LLC) et 3 (MW) de l'annexe 2. La non stationnarité du taux de croissance du PIB réel par tête est rejetée unanimement par les trois tests, quelle que soit la spécification retenue. L'inflation apparaît non stationnaire autour d'un trend et d'une constante selon IPS et LLC. L'hypothèse de non stationnarité n'est pas rejetée pour les termes de l'échange, sans constante ni trend selon MW, autour d'un trend et d'une constante selon IPS, avec et sans constante selon LLC. Ainsi, les termes de l'échange sont non stationnaires selon ces trois tests et nous supposons également qu'ils contiennent un trend et une constante<sup>79</sup>. Quant à la valeur ajoutée agricole, elle apparaît également non stationnaire, sans constante ni trend selon MW et LLC.

Considérant les résultats des tests de racines unitaires, nous mesurons la volatilité par l'écart-type du taux de croissance du PIB réel par tête et des variations de la valeur ajoutée agricole. Pour le taux d'inflation et des termes de l'échange, la volatilité est calculée comme l'écart-type de leur composante stationnaire (le résidu de l'équation 2) qui mesure leurs écarts par rapport à la constante, à la racine unitaire et au trend.

---

<sup>79</sup> Lorsque nous effectuons le test MW sur le panel cylindré ayant servi aux tests IPS et LLC, la non stationnarité des termes de l'échange autour d'un trend n'est pas rejetée. Ces résultats ne sont pas présentés ici pour économiser de la place.

### **IV.3.2 – Déterminants de la volatilité de la croissance**

Les études empiriques existantes ne permettent pas toujours d'identifier un ensemble consensuel de déterminants de la volatilité de la croissance. En effet, Malik et Temple (2006) ont effectué une analyse bayésienne des déterminants de la volatilité. Ils concluent de cette analyse qu'il existe une grande incertitude sur le vrai modèle explicatif de la volatilité. Pour mener notre investigation, nous avons retenu les déterminants de la volatilité qui apparaissent fréquemment significatifs dans la littérature empirique. Les travaux empiriques sur lesquels nous nous basons incluent Kose, Prasad et Terrones (2003), Malik et Temple (2006), Hausmann et Gavin (1996), Easterly *et al.* (2000), Combes *et al.* (2000), Beck, Lundberg et Majnoni (2000), Cecchetti *et al.* (2006).

Les principales variables de notre étude économétrique et leurs mesures sont les suivantes :

- *Régime de change* : il est représenté par trois variables muettes *Fixe*, *Interm* et *Flex* qui prennent la valeur un si le système de change du pays considéré est respectivement fixe, intermédiaire ou flexible au cours de l'année considérée et, zéro sinon. Ensuite, nous calculons la moyenne de ces trois variables sur chaque période d'étude. Si un pays donné a mis en œuvre un régime de change donné pendant plus de 50% de la période, alors la variable correspondante du régime de change est égale à 1 au cours de cette période; elle est égale à 0 dans le cas contraire<sup>80</sup>. Les données des régimes officiels viennent du FMI et les régimes *de facto* proviennent de la base de Reinhart et Rogoff (2003). Nous attendons un signe positif pour la variable de régimes de change fixes.
- *Politique budgétaire ( $\Delta GOV$ )* : elle est mesurée par les variations des dépenses gouvernementales de consommation en pourcentage du PIB (retardée d'une période) comme dans Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003). L'impact des dépenses gouvernementales sur la

---

80 Une mesure similaire est utilisée par Edwards et Levy-Yeyati (2003).

volatilité de la croissance est indéterminé. En effet, un accroissement des dépenses publiques peut participer à la stabilisation de la croissance en période de recul de la dépense privée. Les variations des dépenses publiques sont dans ce cas liées négativement à la volatilité de la croissance. Mais, elles peuvent rendre la croissance plus volatile lorsqu'elles génèrent des distorsions dans l'économie. Cela provient par exemple du besoin de financer les hausses de dépenses ou des distorsions des prix des biens non échangeables qu'elles peuvent occasionner. L'évidence empirique suggère que les variations de la dépense gouvernementale contribuent à la volatilité de la croissance, ne serait-ce que dans les pays en développement (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2003).

- *Les chocs nominaux* : nous les mesurons par la volatilité de l'inflation ( $\sigma_{\pi}$ ) de la période précédente. Une inflation volatile, traduisant la survenue de chocs nominaux ou monétaires, entraîne une hausse de la volatilité de la croissance. Les chocs nominaux rendent ainsi la croissance plus volatile.
- *Instabilité des termes de l'échange* ( $\sigma_{TE}$ ): une amélioration des termes de l'échange renforce probablement la croissance économique et inversement pour une détérioration. Ainsi, *ceteris paribus*, plus les termes de l'échange sont volatiles, plus la volatilité du taux de croissance du PIB réel augmente. Nous suivons Edwards et Levy Yeyati (2003) en mesurant les termes de l'échange par les exportations en tant que capacité à importer, évaluées en monnaie locale constante.
- *Développement du secteur financier (FD)* : il est mesuré par le ratio au PIB du crédit bancaire au secteur privé, retardé d'une période. Cette mesure du développement financier est fréquemment utilisée dans la littérature empirique (voir Levine, Loayza et Beck, 2000; Hnatkovska et Loayza, 2003; Aghion *et al.*, 2006; Aghion *et al.*, 2005). Un secteur financier développé peut renforcer la capacité d'ajustement de l'économie en contribuant à la mobilisation et à l'allocation efficiente des ressources productives et en offrant des

mécanismes de gestion des risques (Levine, Loayza et Beck, 2000). Il contribue ainsi à rendre la croissance plus stable. Mais le développement financier s'accompagne également de risques d'instabilité accrus de la croissance économique (apparition de bulles financières par exemple). Par ailleurs, il est fort probable que la relation entre le développement financier et la volatilité de la croissance soit soumise à des effets de seuils (Easterly *et al.*, 2000; Aghion, Bacchetta et Banerjee, 2004). C'est pourquoi nous introduisons aussi le carré de la mesure du développement financier ( $sqFD$ ).

- *Ouverture commerciale (Ouv)* : elle est mesurée par la somme des exportations et des importations rapportée au PIB. Une ouverture commerciale accrue peut être un facteur de stabilité de la croissance car elle renforce la capacité d'ajustement de l'économie et elle améliore l'efficacité dans l'allocation des ressources productives. Elle expose aussi l'économie à plus de chocs extérieurs conduisant, toutes choses égales, à une volatilité de croissance accrue. Le signe de l'impact de l'ouverture commerciale est donc indéterminé au plan théorique.
- Niveau de *développement économique (DEV)* : il est représenté par le PIB réel par tête, retardé d'une période. Plus un pays est développé, moins volatile est sa croissance.
- *Instabilité politique ( $\sigma_{pol}$ )* : elle est mesurée par le nombre moyen de coups d'Etat, réussis ou non, au cours de la période précédente<sup>81</sup>. L'instabilité politique contribue à rendre la croissance plus volatile. Nous attendons donc un signe positif.
- *Instabilité de la production agricole ( $\sigma_{agri}$ )* : cette variable est destinée à capter les effets des chocs naturels tels que les chocs climatiques (voir Guillaumont, 2006). Nous la mesurons comme l'écart-type de la différence première de la valeur ajoutée agricole, en pourcentage du PIB. Plus un pays est soumis à des chocs naturels, plus sa croissance sera volatile.

---

<sup>81</sup> L'instabilité politique est souvent mesurée par le nombre de coups d'Etat et révolutions (voir *e.g.* Levine et Ross, 1993). Mais, les coups d'Etat réussis sont aussi comptés comme révolutions, d'où un double comptage que nous avons préféré éviter.

- *Taille du pays* : les grands pays tendent à avoir une économie relativement diversifiée; ce qui tend à réduire la volatilité de la croissance. Nous mesurons la taille du pays par sa population totale (*Pop*) et son PIB réel (*Eco*), ce dernier désignant sa taille économique. Les deux mesures sont retardées d'une période.
- *Exportations minières et pétrolières (Mines)* : les pays exportateurs de produits miniers et de pétrole présenteront une croissance plus volatile (Combes *et al.*, 2000), notamment quand ces produits représentent une part importante des exportations. Les prix de ces produits enregistrent de larges fluctuations, entraînant ainsi de fortes fluctuations des recettes d'exportations et de la croissance économique.

## **IV.4 – Estimation, résultats et interprétation**

Nous présentons et motivons d'abord la technique économétrique qui servira à estimer les relations postulées plus haut. Ensuite, nous discutons les résultats d'estimation.

### **IV.4.1 – Choix de la technique d'estimation**

#### **IV.4.1.1 – Le problème de l'endogénéité**

Peu d'auteurs traitent l'endogénéité du choix du régime de change dans l'évaluation des effets du régime de change sur la volatilité. Au contraire, plusieurs études traitent le régime de change comme exogène. C'est le cas, par exemple, de Rogoff *et al.* (2004), Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003) et Bastourre et Carrera (2004). Or, le choix d'un régime de change par un pays peut dépendre de la volatilité de sa croissance<sup>82</sup>. Par exemple, en Amérique Latine, des programmes de stabilisation basés sur un taux de change<sup>83</sup> fixe ont été mis en œuvre dans des pays comme le Chili, l'Argentine ou la Colombie. Ces programmes visaient à réduire les

---

<sup>82</sup> Pour une revue des théories de choix du régime de change, se référer à Levy-Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002).

<sup>83</sup> Voir par exemple Edwards (1996).

distorsions économiques qui se manifestaient sous la forme d'une inflation forte et instable, une croissance économique faible, instable et parfois négative, un taux de change réel surévalué handicapant sérieusement la compétitivité extérieure de ces pays, etc. La volatilité macroéconomique en général et celle de la croissance en particulier peut donc conduire à l'adoption d'un système de change fixe dans le but de stabiliser l'économie. Dans le même temps, l'abandon de régimes de fixité du taux de change par plusieurs pays montre qu'il est très difficile, voire pratiquement impossible de défendre un taux de change fixe lorsque l'économie est marquée par une forte instabilité provenant de politiques inappropriées ou de l'environnement extérieur. Cela suggère que les pays dont la croissance est très volatile tendront à choisir en général des régimes de change flexibles par nécessité car un taux de change fixe ne serait pas soutenable. Mais nous verrons que cette dernière hypothèse n'est pas validée par nos résultats qui montrent que la flexibilité du taux de change réduit la volatilité du taux de croissance du PIB. L'impact direct du système de change sur la volatilité dominerait ainsi l'effet inverse de la volatilité sur le choix du régime. Par ailleurs, des facteurs qui influencent la volatilité de la croissance dans un pays (les chocs) peuvent aussi le conduire à choisir un régime de change donné, générant ainsi un biais de simultanéité. Le choix du régime de change est donc endogène par rapport à la volatilité (voir Levy-Yeyati, Sturzenegger et Regio, 2002).

Outre la variable de régime de change, celle de l'ouverture commerciale peut être endogène. Dans un pays à croissance instable et faible, certains secteurs exposés à la concurrence étrangère peuvent demander une protection commerciale pour compenser leur manque de compétitivité, ce qui aura tendance à réduire l'ouverture commerciale.

#### **IV.4.1.2 – La technique d'estimation**

Pour corriger le problème de l'endogénéité des variables de régime de change et d'ouverture commerciale, nous estimons nos équations par la méthode des variables

instrumentales. En plus de l'endogénéité, cette technique réduit le biais de simultanéité ainsi l'influence des variables omises sur les coefficients estimés<sup>84</sup> (McFadden, 1999; Greene, 2000; Angrist et Krueger, 2001).

La mesure du régime de change que nous utilisons étant une variable binaire, nous la régressons d'abord sur un ensemble d'instruments, de sorte à obtenir la probabilité prédite du choix de chaque pays. Ces valeurs prédites sont ensuite utilisées comme instruments en plus des variables exogènes du modèle de volatilité de la croissance qui est estimé par la technique des variables instrumentales. À propos des variables explicatives endogènes dichotomiques, Angrist et Krueger (2001) mettent en garde contre le recours habituel à des formes fonctionnelles non linéaires dans la première étape des doubles moindres carrés. Puisque la consistance de l'estimateur des variables instrumentales dans la seconde étape ne dépend pas de la bonne spécification du modèle de la première étape, Angrist et Krueger (page 80) affirment que l'utilisation d'une forme linéaire à la première étape donne des estimations consistantes à la seconde étape, même dans le cas de variables explicatives endogènes<sup>85</sup> muettes, que le vrai modèle de la première étape soit linéaire ou non linéaire (Angrist, 2000). Notre démarche évite ce problème car les probabilités prédites à l'aide du modèle *logit* servent d'instruments dans les régressions de volatilité où un modèle linéaire est utilisé pour la variable de régime de change.

Nous estimons les relations entre la volatilité et ses déterminants par la technique des variables instrumentales développée dans le cadre de la méthode des moments généralisée (IV-GMM). Cette technique a été adaptée au logiciel stata par Baum, Schaffer et Stillman<sup>86</sup> (2003). Les techniques de variables instrumentales habituelles (IV) ou IV-GMM permettent d'obtenir des estimations qui sont consistantes aussi bien en présence qu'en absence d'endogénéité des

---

84 L'estimateur des variables instrumentales peut être biaisé mais il est toujours consistant. C'est pourquoi Angrist et Krueger (2001) recommandent de l'utiliser sur de grands échantillons (voir p.71, Angrist et Krueger, 2001).

85 Introduire directement les valeurs prédites dans la seconde étape ne conduit à des résultats consistants que si la forme non linéaire utilisée dans la première étape est exactement le modèle correct (voir page 80, Angrist et Krueger, 2001).

86 La rédaction de ce paragraphe s'appuie essentiellement sur l'article de Baum, Schaffer et Stillman (2003).



variables explicatives. Cependant, en cas d'exogénéité, l'estimation par les moindres carrés ordinaires est plus efficace que celle par les variables instrumentales. L'existence de cet arbitrage incite à vérifier l'endogénéité des variables explicatives avant de recourir aux techniques des variables instrumentales (IV ou IV-GMM). Nous vérifions l'endogénéité des variables explicatives à l'aide du test de Durbin-Wu-Hausman. Dans le cas où l'hypothèse d'endogénéité n'est pas rejetée, il faut alors choisir entre les estimateurs IV et IV-GMM. Ce choix est guidé par l'existence ou l'absence d'hétéroscédasticité dans les erreurs aléatoires. En présence d'hétéroscédasticité, l'estimateur IV est consistant mais il n'est pas efficace. En revanche, la méthode des moments généralisée (GMM) permet d'obtenir des estimations efficaces car elle exploite les conditions d'orthogonalité (des instruments) pour une estimation efficace des coefficients et des statistiques en présence d'hétéroscédasticité de forme générale. En l'absence d'hétéroscédasticité, l'estimateur GMM possède des propriétés au moins égales à celles de l'estimateur IV. Mais ce dernier doit être préféré au GMM car les tests de Wald auront tendance à sur-rejeter l'hypothèse nulle d'égalité à zéro des coefficients estimés dans le cadre du GMM en présence d'homogénéité. Il est donc nécessaire de vérifier la présence d'hétéroscédasticité avant de choisir entre les estimateurs IV et IV-GMM. Nous vérifions la présence d'hétéroscédasticité par le test de Pagan et Hall. Ce test autorise la présence d'hétéroscédasticité à la fois dans les équations de première étape et dans l'équation de seconde étape.

Une autre exigence dans l'utilisation de la méthode des variables instrumentales est que les instruments doivent être appropriés. En effet, les instruments doivent être corrélés avec les variables explicatives endogènes (et les autres variables exogènes de l'équation réduite) mais ils ne doivent pas être corrélés avec les erreurs aléatoires de l'équation de volatilité de la croissance. La première condition traduit la pertinence des instruments et la seconde traduit leur validité. La pertinence des instruments peut être évaluée à l'aide des coefficients de détermination partiels ( $R^2$  partiels) de première étape. Lorsqu'il n'y a qu'une seule variable endogène, les instruments

sont pertinents si le R2 partiel de Bound *et al.* (1995) n'est pas inférieur à 10. En présence de plusieurs variables endogènes, le R2 partiel de Bond *et al.* (1995) ne contient pas suffisamment d'information pour évaluer la pertinence des instruments. Il faut alors utiliser le R2 de Shea (1997). La pertinence des instruments est rejetée si la régression de première étape conduit à une valeur du R2 partiel de Bound *et al.* très élevée et une valeur du R2 de Shea qui est faible (voir page 15, Baum, Schaffer et Stillman, 2003). La validité des instruments peut être vérifiée par le test de suridentification des conditions d'orthogonalité lorsque le nombre d'instruments exclus est supérieur au nombre de variables endogènes. Dans le cadre des GMM, ce test est appelé test de suridentification de Hansen. Le rejet de l'hypothèse de suridentification signifie que les instruments exclus ne satisfont pas la condition d'orthogonalité, soit parce qu'ils ne sont pas vraiment exogènes, soit parce qu'ils ne doivent pas être exclus de l'équation réduite.

#### **IV.4.1.3 – Le choix des instruments**

Les déterminants du choix du régime de change ont été évalués empiriquement par Edwards (1996), Levy-Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002), Benassy-Quéré et Coeuré (2002), Rizzo (1998) et Juhn and Mauro (2002), parmi d'autres. Ces travaux éclairent sur la performance empirique relative des différents déterminants proposés<sup>87</sup> dans la littérature et nous ont guidé dans le choix des instruments du régime de change. En particulier, nous avons choisi les variables qui n'apparaissent pas comme des déterminants robustes de la volatilité dans la littérature empirique. Les déterminants que nous avons retenus comme instruments mesurent :

- le degré d'ambition de l'objectif de chômage utilisé par Edwards (1996) et mesuré par la moyenne retardée des taux de croissance du PIB réel<sup>88</sup>. Cette variable ( $g_{Y,t}$ ) est destinée à

---

87 Ces déterminants ont été proposés dans le cadre de cinq théories de choix du système de change: zone monétaire optimale, ajustement aux chocs monétaires et réels, effets de bilan, problèmes de crédibilité, et impossible trinité (Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio, 2002).

88 Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio mesurent la même variable par une muette qui prend la valeur 1 si le taux de croissance de la période précédente est supérieur au taux de croissance de long terme et 0 sinon. Poirson (2001) utilise une muette unitaire si le pays a connu une récession dans la période précédente et 0 dans le cas contraire.

capter la propension d'un pays à générer de l'inflation pour augmenter son taux de croissance. Edwards suppose que les pays qui ont des taux de croissance historiquement bas seront davantage incités à se comporter ainsi et auront une probabilité plus élevée de fixer leur taux de change pour acquérir plus de crédibilité.

- la probabilité d'abandonner le *peg*<sup>89</sup> que Edwards mesure par le taux d'inflation historique ( $\pi_{t-1}$ ), le ratio des réserves à la monnaie centrale (retardé d'une période,  $Reserv_{t-1}$ ) et le taux de croissance du crédit domestique (retardé,  $gCredit_{t-1}$ ). La probabilité de dévaluer la monnaie ou d'abandonner le *peg* croît avec le taux d'inflation historique et la croissance du crédit domestique alors que la détention d'une grande quantité de réserves de change diminue cette probabilité. Ainsi, la probabilité de choisir un régime de change fixe est négativement liée au taux d'inflation historique<sup>90</sup> et à la création de crédit et positivement au taux de réserves internationales de la banque centrale<sup>91</sup>. Nous élevons l'inflation passée au carré ( $sq\pi_{t-1}$ ) car Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002) établissent qu'un pays qui a enregistré une forte inflation dans le passé aura tendance à adopter un change fixe pour rendre sa politique monétaire et de change crédible.
- la dollarisation financière : les pays fortement dollarisés seront plus enclins à adopter un taux de change fixe à cause des effets de bilan provoqués par les variations du taux de change (Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio, 2002, Alesina et Wagner, 2003 et Calvo, 2000). La dollarisation financière est mesurée par les engagements du secteur financier domestique vis-à-vis de l'étranger, libellés en devises, rapportés à la monnaie centrale<sup>92</sup>. Le ratio est retardé d'une période ( $Dollar_{t-1}$ ).

---

89 *Ex ante*, l'impact de la probabilité d'abandonner le *peg* sur le choix du régime de change est ambigu comme l'a montré Edwards.

90 Une inflation passée élevée peut aussi mener à l'abandon d'un régime de change fixe (Bénassy-Quéré et Coeuré, 2002).

91 Rizzo (1998) rapporte les réserves internationales au produit intérieur brut.

92 Cet indicateur n'inclut pas les avoirs des agents économiques sous forme de monnaie fiduciaire étrangère et les dépôts en monnaie étrangère à l'étranger, sous-estimant ainsi le degré de dollarisation (Poirson, 2001).

- la concentration géographique des exportations : elle est mesurée par la part du plus important partenaire commercial dans les exportations (retardée,  $Partn_{t-1}$ ). Une mesure similaire est utilisée par Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio (*ibid*), Alesina et Wagner (*ibid*) et Rizzo (1998). Selon ces auteurs, la concentration géographique du commerce accroît la probabilité de choisir un régime de change fixe.

Il est extrêmement difficile de trouver des déterminants pour les régimes de change intermédiaires qui soient distincts de ceux des changes fixes et flexibles. C'est pourquoi nous avons inclus uniquement la variable représentant les systèmes de change fixes (*Fixe*) dans les régressions. La catégorie exclue est donc l'ensemble des régimes relativement plus flexibles (*NonFixe*). Ghosh *et al.* (1995), Edwards (1996), Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002) ont adopté une démarche semblable dans leur étude. Pour évaluer la robustesse de nos résultats, nous introduirons une variable muette désignant les systèmes intermédiaires en plus de la variable muette des systèmes de change fixes.

Pour la variable d'ouverture commerciale, nous avons choisi comme instruments la valeur retardée de la différence première de l'ouverture commerciale ( $\Delta Ouv_{t-1}$ ), du crédit bancaire au secteur privé ( $\Delta FD_{t-1}$ ) et des termes de l'échange ( $\Delta TE_{t-1}$ ), ainsi que la part de la population urbaine dans la population totale (*Urbain*), la superficie du pays (*Superf*), une variable muette pour les pays enclavés (*Enclave*), la distance par rapport aux dix principaux marchés mondiaux (*Dist*) et des variables muettes d'origine légale française (*Leg\_fr*), socialiste (*Leg\_soc*), allemande (*Leg\_al*) et scandinave (*Leg\_scand*). L'origine légale est utilisée comme instrument par Levine, Loayza et Beck (2000) pour étudier l'impact du développement financier sur la croissance.

#### **IV.4.2 – Données, source et statistiques descriptives**

Les données sont initialement transformées en logarithme, excepté le taux d'inflation qui est normalisé en le divisant par sa somme avec un. Les calculs sont effectués sur les périodes 1973-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-2000. La première période couvre les deux premiers chocs pétroliers et les années qui ont immédiatement suivi l'abandon du système de change fixe généralisé de Bretton Woods. Les trois périodes suivantes comportent chacune cinq années. Le découpage en périodes quinquennales est courant dans la littérature sur la volatilité de la croissance. Nous avons conservé toutes les années disponibles dans la dernière période de sorte qu'elle comporte six années. Nous pensons que ces périodes ne sont ni trop longues ni trop courtes pour évaluer les relations entre la volatilité et l'ensemble des variables explicatives, notamment le système de change (voir Wolf, 2004). Les données viennent de la Banque Mondiale, du FMI ou du CERDI comme indiqué dans l'annexe 1<sup>93</sup>.

Les catégories de régimes de change dans les rapports annuels du FMI ont changé dans le temps (voir chapitre 1). En regroupant les régimes de change officiels en régimes fixes, intermédiaires et flottants, nous avons essayé de tenir compte de cette évolution. Les régimes dans lesquels le taux de change nominal est maintenu dans des bandes relativement étroites par rapport à une ou à plusieurs monnaies sont classés dans les régimes de change fixes. Les régimes de flexibilité limité par rapport à une monnaie, la flexibilité limitée dans le cadre d'un système coopératif et les régimes dans lesquels le taux de change nominal est ajusté en fonction d'un ensemble d'indicateurs sont classés dans les régimes intermédiaires. En particulier, les *crawling pegs* et les *crawling bands* sont inclus dans les régimes intermédiaires. Les autres régimes dans lesquels le taux de change n'est pas maintenu dans des bandes relativement étroites sont classés comme des régimes flexibles. Ils contiennent notamment les régimes de flottement administré et ceux de flottement libre.

---

93 L'annexe 1 montre également la liste des pays étudiés.

Nous avons regroupé les régimes *de facto* en régimes fixes, intermédiaires et flexibles à partir des codes de la classification fine de Reinhart et Rogoff. Ainsi, les régimes de change fixes *de facto* regroupent le code 1 (régime de dollarisation intégrale et union monétaire), le code 2 (caisse d'émission et arrimage ou *peg* pré-annoncé), le code 3 (bandes de fluctuations horizontales pré-annoncées inférieures ou égales à +/- 2%) et le code 4 (les *pegs de facto*). Les régimes intermédiaires sont composés du code 5 (*crawling peg* pré-annoncé), du code 6 (bandes glissantes pré-annoncées inférieures ou égales à +/- 2%), du code 7 (*crawling peg de facto*), du code 8 (bandes glissantes *de facto* inférieures ou égales à +/- 2%), du code 9 (bandes glissantes pré-annoncées supérieures ou égales à +/- 2%), du code 10 (bandes glissantes *de facto* inférieures ou égales à +/- 5%) et du code 11 (bandes mobiles inférieures ou égales à +/- 2%). Les systèmes de flottement regroupent le code 12 (flottement administré), le code 13 (flottement libre) et le code 14 (freely falling). Notre catégorie de régimes de change fixes *de facto* est identique à celle de la classification agrégée de Reinhart et Rogoff (2003). La catégorie de régimes intermédiaires regroupent les régimes intermédiaires de Reinhart et Rogoff à l'exception des régimes de flottement administré que nous incluons dans les régimes flottants.

#### **IV.4.3 – Résultats d'estimation<sup>94</sup> et interprétation**

##### **IV.4.3.1 – Résultats avec les régimes officiels**

L'annexe 3 présente les résultats de l'estimation du régime de change sur l'ensemble des instruments. Quand les coefficients estimés sont significatifs, leurs signes concordent en général avec les relations postulées. La probabilité d'adopter un régime de change fixe est plus grande dans les pays à très forte inflation et dans les économies dollarisées. Elle diminue avec l'inflation historique comme postulé par Edwards (1996). La croissance historique, la croissance du crédit domestique et les réserves de change apparaissent avec des signes contraires à ceux attendus

---

94 Des variables muettes temporelles désignant chaque période sont introduites dans toutes les régressions.

mais les coefficients estimés ne sont pas significatifs aux seuils usuels. Globalement, les instruments semblent satisfaisants dans la mesure où plus de 70% des régimes de change officiels sont correctement prédits.

Les résultats<sup>95</sup> de régressions de la volatilité utilisant les régimes de change officiels sont présentés dans le tableau 4. Le tableau est accompagné des résultats du test d'exogénéité de Durbin, Wu et Hausman, du test d'hétéroscédasticité de Pagan et Hall et du test de suridentification des instruments. L'hypothèse d'exogénéité des variables de régime de change et d'ouverture commerciale est rejetée à des seuils inférieurs à 3%. La pertinence des instruments est vérifiée par la comparaison des R2 partiels des régressions de première étape. Les instruments sont pertinents si les régressions de première étape ne conduisent pas à de grandes valeurs du R2 partiel de Bound *et al.* (1995) simultanément avec des valeurs faibles du R2 partiel de Shea. Les valeurs de R2 partiels que nous obtenons n'infirmes pas la pertinence des instruments utilisés. L'hypothèse de suridentification des instruments est acceptée par le test de Hansen. Par conséquent, la validité et la pertinence des instruments que nous utilisons ne sont pas rejetées. Quant au test de Pagan et Hall, il révèle que les résidus sont hétéroscédastiques au seuil critique de 5% ou moins. La présence d'hétéroscédasticité indique donc qu'il faut préférer l'estimateur IV-GMM à l'estimateur IV habituel. De plus, dans ce cas, la version faisable (en deux étapes) de l'estimateur des moments généralisés est recommandée (Davidson et MacKinnon, 1999). Elle est appliquée en spécifiant l'option « gmm » de la procédure IV-GMM.

Plusieurs régressions ont été effectuées, avec ou sans le PIB réel par tête (*DEV*), le PIB réel (*Eco*) et la variable d'instabilité politique ( $\sigma_{pol}$ ). Toutes les estimations montrent que la croissance a été plus volatile dans les régimes de change fixes que dans les régimes de change flexibles. Cet impact est significatif statistiquement et économiquement. En effet, dans les pays à

---

<sup>95</sup> Les coefficients et les statistiques estimés sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité de forme générale. Les statistiques tiennent compte des ajustements en petits échantillons.

régime de change fixe, la croissance du PIB réel par tête est d'environ 1.45% à 1.50% plus volatile que dans les pays à système de change flexible. Cet impact défavorable des systèmes de change fixes est significatif à des seuils inférieurs à 5%. Ainsi, *ceteris paribus*, la fixité du taux de change est un facteur de volatilité accrue comme dans Bastourre et Carrera (2004) ou Ghosh *et al.* (1995).

Quant aux autres variables explicatives, elles apparaissent en général avec le signe attendu. Des termes de l'échange plus instables contribuent à rendre la croissance plus volatile. L'impact des termes de l'échange est significatif au plan économique car il varie entre 5.1% et 5.7%. Il présente également une significativité statistique très satisfaisante, à des seuils inférieurs à 5%. De même, la croissance du PIB devient plus volatile quand la volatilité de l'inflation s'accroît. L'effet estimé s'élève à environ 4.7% et est significatif à moins de 5%. L'ouverture commerciale est un facteur de moindre volatilité<sup>96</sup>; son impact estimé est significatif statistiquement et se situe autour de 1.1%. Les pays soumis à de fréquents chocs naturels (mesurés par l'instabilité de la valeur ajoutée agricole) tendent à avoir une croissance économique plus instable. L'effet estimé s'avère aussi important économiquement, avec un coefficient avoisinant 0.11. Les résultats confirment également que la croissance est plus volatile dans les pays qui dépendent des exportations de produits miniers et de pétrole; le coefficient estimé est de 0.2% à peu près et est significatif. L'impact estimé du développement financier révèle une relation intéressante. En effet, la volatilité de la croissance augmente avec le développement financier mais diminue avec son carré. Cela signifie que l'impact bénéfique du développement du système financier dans la réduction de la volatilité de la croissance est soumis à un effet de seuil<sup>97</sup>. À des niveaux faibles de développement financier, la volatilité croît avec le développement financier. Les pays n'enregistrent les bénéfices du développement financier sur la stabilité de la croissance économique que quand les marchés financiers deviennent matures et

---

96 Cecchetti *et al.* (2006) ont aussi mis en évidence une relation positive (négative) significative entre la variabilité de l'inflation (l'ouverture commerciale) et la volatilité de la croissance.

97 Le seuil est situé à environ 4 (en logarithme) sur la base du tableau 4.



que la régulation et la supervision financières s'améliorent. Prasad *et al.* (2004) avancent un argument similaire. La forme en U renversé de l'impact du développement financier se révèle significative au plan statistique. Par ailleurs, elle est différente de la relation mise en lumière par Easterly *et al.* (2000) montrant que la volatilité diminue initialement avec le développement financier, puis croît au delà d'un certain seuil. Notre résultat pourrait aider à comprendre pourquoi certains pays émergents ont des systèmes financiers développés comparativement aux autres pays en développement (voir Obstfeld, 2004a et Frankel et Wei, 2004) mais continuent d'enregistrer une croissance relativement très volatile<sup>98</sup>. L'explication théorique de la relation en U renversé est fournie par Aghion, Bacchetta et Banerjee (2004). Ils développent un modèle dans lequel l'investissement des firmes est soumis à des contraintes de crédit. Le développement financier réduit ces contraintes. Dans les pays dont le système financier est très développé, l'investissement des firmes n'est pas contraint par la liquidité de sorte que les chocs de liquidité ou de *cash flow* n'affectent pas l'investissement. Dans les pays dont le système financier est faiblement développé, l'accès des firmes au crédit est limité de sorte que l'impact des chocs de liquidité est également limité. En revanche, dans les pays à développement financier intermédiaire, les firmes dépendent plus de l'accès au crédit pour financer leurs investissements. Mais elles font aussi face à des contraintes de liquidité élevées. Dans ce contexte, les chocs exercent un impact suffisamment élevé sur l'investissement des firmes et augmentent la volatilité de la croissance (Aghion, Bacchetta et Banerjee, 2004). L'évidence sur la relation entre la taille d'un pays et la volatilité de sa croissance est mitigée. En effet, la volatilité de la croissance diminue significativement avec la taille de la population. En revanche, l'impact de la taille économique ne présente pas un signe stable et il n'est pas significatif non plus. Bien qu'accroissant la volatilité de la croissance, la politique budgétaire n'apparaît pas comme un déterminant significatif de celle-ci. De même, la volatilité baisse avec le niveau de développement économique mais l'impact n'est pas significatif statistiquement. Ce dernier

---

98 Obstfeld (2004b) abonde dans le même sens pour les pays émergents.

résultat est semblable à celui de Easterly *et al.* (2000), Kose, Prasad et Terrones (2003) et Beck, Lundberg et Majnoni (2000). Enfin, l'instabilité politique ne contribue pas significativement à la volatilité de la croissance dans les pays de notre échantillon.

L'impact direct du régime de change demeure significatif et robuste à l'addition des termes multiplicatifs de la variable du régime de change avec celles de l'instabilité des termes de l'échange (équations 1-5 du tableau 5), du développement du système financier (équations 6-10 du tableau 5) et du développement économique (équations 11-12 du tableaux 5). L'introduction des variables croisées rend les équations non linéaires. En général, l'espérance n'est pas conservée par une transformation non linéaire. En d'autres termes, si  $X$  est une variable aléatoire et  $E$  l'opérateur de l'espérance mathématique, alors l'espérance d'une fonction non linéaire de  $X$ , dénotée  $E[f(X)]$  est en général différente de  $f(E[X])$ . Une solution est proposée par McFadden (1999) et Kelejian (1971) qui suggèrent d'utiliser comme instruments de la variable croisée endogène un développement polynomial d'ordre inférieur des instruments de chaque variable du terme d'interaction. En pratique, cela revient à utiliser les instruments initiaux, leur carré et leur produits deux à deux. Des termes d'ordres supérieurs des instruments initiaux peuvent être utilisés si nécessaire (McFadden, 1999). La liste des instruments figure sous chaque tableau. Les  $R^2$  partiels de la première étape ainsi que le test de Hansen confirment la validité des instruments et la suridentification des équations estimées.

Les résultats des équations 1 à 5 du tableau 5 suggèrent que, toutes choses égales, le régime de change fixe accentue l'impact adverse de l'instabilité des termes de l'échange sur la volatilité de la croissance (d'environ 1.4% par rapport aux régimes plus flexibles). Cet effet d'amplification corrobore l'argument selon lequel les taux de change flexibles permettent un meilleur ajustement aux chocs des termes de l'échange. Il confirme aussi l'évidence empirique antérieure de Broda (2004) et Broda et Tille (2003). La variable d'instabilité des termes de

l'échange n'est plus significative, sans qu'il n'y ait d'explication évidente. Dans les équations 6 à 10 du tableau 5, la variable croisée du régime de change fixe et du développement financier est négative et significative. Cela suggère que, même si les pays à régime de change fixe ont une croissance relativement plus volatile, ceux de ces pays qui possèdent un système financier plus développé enregistrent une volatilité moindre. Ce résultat implique que, quand un pays décide de fixer son taux de change, un moyen de réduire la volatilité de sa croissance serait de stimuler le développement de son système financier. Dans les équations 11 et 12 du tableau 5, la variable croisée du régime de change fixe et du développement économique est introduite. Elle apparaît avec un coefficient négatif et significatif indiquant que dans le groupe de pays à système de change fixe, la croissance devient moins volatile quand les pays se développent et deviennent plus riches. De manière générale, les effets estimés des autres variables de contrôle sont similaires à ceux mis en évidence dans le tableau 4.

En résumé, les résultats auxquels nous parvenons révèlent une volatilité de la croissance plus grande et statistiquement significative dans les pays qui opèrent un régime de change officiel fixe relativement à ceux qui ont un taux de change plus flexible. Ils révèlent aussi que le système de change a un impact direct sur la volatilité de la croissance indépendamment des effets indirects qu'il pourrait exercer à travers les autres variables que nous avons considérées. Ces résultats sont en accord avec certaines études empiriques de la littérature comme Ghosh *et al.* (1995) ou Bastourre et Carrera (2004). Par ailleurs, nous trouvons que les bénéfices du développement financier dans l'atténuation de la volatilité sont robustes mais n'apparaissent qu'au delà d'un certain seuil. Cela confirme en quelque sorte l'hypothèse qu'un système financier développé peut aider à rendre la croissance moins volatile, indépendamment du système de change en vigueur. Toutefois, dans le groupe de pays à régime de change fixe, ceux qui ont des systèmes financiers peu développés tendront à avoir une volatilité accrue dans leur taux de

croissance économique. Il est également intéressant de noter qu'aux seuils habituels de significativité statistique, le niveau de développement économique n'exerce pas en général un effet direct robuste et significatif sur la volatilité quand d'autres déterminants sont inclus.

Globalement, les résultats fournissent des informations importantes. En effet, la croissance tend à être en général plus volatile dans les pays en développement. Puisque ces pays présentent généralement un niveau de développement financier faible et des termes de l'échange fortement instables, ils se retrouvent avec une volatilité de leur taux de croissance économique qui est substantiellement plus élevée s'ils adoptent des régimes de change fixes. C'est l'image qui émerge de l'addition des termes croisés du régime de change fixe avec les variables d'instabilité des termes de l'échange et de développement financier et économique. La dernière ligne du tableau 5 montre que l'égalité à zéro de l'effet marginal du régime de change est rejetée au seuil de 10%.

#### **IV.4.3.2 – Résultats avec les régimes *de facto***

Il est maintenant admis que les régimes de change déclarés par plusieurs pays ne correspondent pas à ceux qu'ils mettent en œuvre (voir, Calvo et Reinhart, 2002; Levy Yeyati et Sturzenegger, 2002, Reinhart et Rogoff, 2003, ainsi que le chapitre précédent). Les déviations des pratiques de change des déclarations soulèvent la question de savoir si les régimes *de jure* et les régimes de change *de facto* exercent des effets différents sur la volatilité de la croissance. Nous essayons de répondre à cette question en estimant à nouveau les équations de volatilité de la croissance mais en utilisant les régimes *de facto* classés par Reinhart et Rogoff (2003). Les observations se rapportant à des taux de change multiples (officiels ou non) dont les données manquent sont exclues de l'échantillon. Dans la prédiction du choix du régime de change (voir annexe 3), nous ajoutons des variables désignant l'origine légale pour tenir compte du rôle joué par les institutions dans l'explication des politiques de change observées et leurs déviations des

régimes de change promis (Alesina et Wagner, 2003). La proportion de régimes *de facto* prédits correctement s'élève à environ 69% (Annexe 5). Cette proportion est très proche de celle des régimes officiels.

Le tableau 6 montre les nouveaux résultats de régressions de la volatilité. L'image qui émerge du tableau 6 confirme les résultats du tableau 4. En effet, la croissance est plus volatile dans les pays qui ont un système de change fixe et la forme en U renversé de la relation entre la volatilité et le développement financier demeure significative<sup>99</sup>. L'impact du régime de change fixe *de facto* variant entre 1.68% et 1.72% est légèrement supérieur à celui du régime fixe officiel et est significatif au plan statistique. Les effets des autres déterminants de la volatilité sont en général proches de ceux obtenus précédemment. De surcroît, les tests de spécification délivrent des conclusions satisfaisantes.

L'addition de la variable du régime de change fixe croisée avec celle d'instabilité des termes de l'échange dans les équations 1 à 5 du tableau 7 change le signe de la variable du régime de change, qui, de surcroît, n'est plus significative. Mais les systèmes de change fixes amplifient toujours l'impact négatif de l'instabilité des termes de l'échange. Cet impact est plus significatif statistiquement mais est d'ampleur moindre que l'impact obtenu avec les régimes officiels. Le coefficient de la variable croisée du régime de change et du développement financier est négatif et significatif (équations 6 à 10 du tableau 7), suggérant une fois de plus que parmi les pays à régimes de change fixes, ceux qui possèdent un système financier plus développé enregistrent une volatilité plus faible dans leur croissance que ceux moins développés financièrement. L'impact d'amplification estimé avec les régimes fixes *de facto* est le double de celui induit par les régimes fixes officiels. L'hypothèse selon laquelle la volatilité diminue avec le niveau de développement économique dans les pays à régimes de change fixes est à nouveau confirmée. Le coefficient de la variable croisée du régime de change fixe et du développement

---

<sup>99</sup> Le point de retournement baisse à environ 3.66 (en logarithme).

économique est effectivement négatif (voir les équations 11 et 12 du tableau 7).

En résumé, la classification *de facto* confirme que fixer le taux de change nominal rend la croissance plus volatile. Cet impact défavorable de la fixité est généralement robuste à la spécification du modèle. Les canaux par lesquels le système de change affecte la volatilité de la croissance sont similaires à ceux mis en évidence avec les régimes officiels.

#### **IV.4.3.3 – Stabilité structurelle, ajout des régimes intermédiaires et ajout de variables muettes géographiques**

Levy Yeyati et Sturzenegger (2003) ont observé un lien positif entre les régimes de change fixes et la volatilité uniquement dans les pays en développement, la relation étant négative dans les pays industrialisés. Rogoff *et al.* (2004) trouvent que les régimes de change intermédiaires et flottants accroissent la volatilité dans les pays émergents et industrialisés alors qu'aucune relation significative n'apparaît dans les pays en développement. Ces études semblent donc indiquer que les effets du régime de change peuvent varier entre pays en développement et pays industrialisés. Nous testons cette hypothèse à l'aide du test de stabilité structurelle de Chow, à partir de l'échantillon total et du sous-échantillon de pays en développement<sup>100</sup>. Les résultats du test rejettent l'hypothèse de rupture structurelle du modèle. Par conséquent, l'utilisation d'un échantillon unique contenant tous les pays n'entache pas la validité des résultats de nos régressions.

Nous avons également évalué la sensibilité de nos résultats de base (tableaux 4 et 6) à l'ajout d'une variable muette représentant les régimes de change intermédiaires. L'ensemble des instruments inclut maintenant le carré et le cube des variables utilisées précédemment pour prédire les régimes de change fixes officiels et les régimes *de facto*. Dans le cas des régimes officiels, les résultats des équations 1 à 5 du tableau 8 sont semblables à ceux obtenus lorsque seuls les systèmes fixes sont introduits dans les régressions (tableau 4). Les régimes de change

100La liste des pays en développement est celle définie par la Banque Mondiale en 2003.

intermédiaires diminuent la volatilité de la croissance mais leur impact n'est pas statistiquement différent de celui des régimes flottants. Lorsque les régimes *de facto* sont utilisés, le signe du coefficient des systèmes de change fixes reste positif mais la significativité statistique des coefficients estimés diminue et se situe légèrement en dessous du seuil critique de 11.5% (voir les équations 6 à 10 du tableau 8). Par ailleurs, les régimes intermédiaires tendent à accroître la volatilité de la croissance mais leur impact n'est pas distinct statistiquement de celui des régimes flottants.

Enfin, l'ajout de variables muettes géographiques aux équations de base des tableaux 4 et 6 ne modifient pas les résultats de base, notamment ceux qui se rapportent à la variable du régime de change (voir tableaux 9).

## **Conclusion**

Nous avons analysé les effets du système de change sur la volatilité de la croissance en prenant en compte d'autres déterminants de la volatilité identifiés dans la littérature. Nous avons aussi cherché à savoir si l'impact de l'instabilité des termes de l'échange est modifié par le régime de change et si la relation du régime de change avec la volatilité est affectée par le développement financier et économique. Notre étude utilise les régimes de change *de jure* et les régimes *de facto* afin de comparer leurs effets sur la volatilité.

Nos résultats économétriques montrent que les régimes de change fixes accroissent la volatilité de la croissance. Cet impact défavorable de la fixité du taux de change est atténué par le développement du système financier et par le développement économique. Cela suggère que, favoriser le développement du système financier peut constituer un moyen pour les pays qui choisissent un régime de change fixe de réduire la volatilité du taux de croissance de leur produit. Ce mécanisme présente un intérêt particulier car, en fixant leur taux de change, ces pays

limitent ou abandonnent certains instruments d'ajustement. En effet, l'ajustement continu par les variations du taux de change nominal n'est plus disponible et la politique monétaire est fortement limitée. Néanmoins, les bénéfices des mesures destinées à promouvoir le système financier n'apparaissent qu'au delà d'un certain seuil, à partir duquel, la régulation et la supervision financières deviennent probablement adéquates. Nos résultats semblent impliquer aussi que les systèmes de change fixes ne conviendraient pas aux pays pauvres car ils rendent leur croissance économique plus volatile. Cette interprétation contredit l'idée selon laquelle les pays peu développés devraient adopter des régimes de change fixes étant donné qu'il leur est difficile d'opérer correctement un système de change flexible. Néanmoins, les bénéfices du système de change fixe seront à comparer aux bénéfices d'une croissance plus stable induite par les régimes de change flexibles avant de décider du choix du régime de change.



## Annexe 1 : Définition, mesure et source des données, statistiques descriptives et liste des pays

Variable	Définition et mesure	Source
$\sigma_g$	Volatilité de la croissance. Ecart-type de la différence première du logarithme du PIB réel par tête en monnaie locale constante	<i>World Development Indicators</i> , Banque Mondiale
FD	Développement financier. Logarithme du crédit bancaire au secteur privé domestique en % du PIB, retardé d'une période.	<i>idem</i>
sqFD	Carré du développement financier retardé d'une période.	<i>idem</i>
Ouv	Ouverture commerciale. Logarithme de la somme des exportations et des importations rapportée au PIB, en %.	<i>idem</i>
$\sigma_{TE}$	Volatilité des termes de l'échange. Ecart-type de l'écart des termes de l'échange à leur tendance. Les termes de l'échange sont mesurés par les exportations en tant que capacité à importer, monnaie locale constante.	<i>idem</i>
$\Delta GOV$	Variations du logarithme du ratio (en %) des dépenses gouvernementales de consommation au PIB, retardées d'une période.	<i>idem</i>
$\sigma_\pi$	Volatilité de l'inflation. Ecart-type de l'écart du taux d'inflation à sa tendance, retardé d'une période.	<i>idem</i>
$\sigma_{agri}$	Volatilité de la valeur ajoutée agricole. Ecart-type de la différence première du logarithme du ratio (en %) de la valeur ajoutée agricole au PIB.	<i>idem</i>
DEV	Niveau de développement économique. Logarithme du PIB réel par tête, en dollars constants, retardé d'une période.	<i>idem</i>
Eco	Taille économique. Logarithme du PIB réel, en dollars constants, retardé d'une période.	<i>idem</i>
Pop	Taille de la population. Logarithme de la population totale en million, retardé d'une période.	<i>idem</i>
Mines	Logarithme des exportations de produits miniers et de pétrole en pourcentage du PIB.	<i>idem</i>
$g_{Yt-1}$	Taux de croissance historique. Différence première du logarithme du PIB réel par tête en monnaie locale constante, retardée d'une période.	<i>idem</i>
Urbain	Part de population urbaine. Logarithme du pourcentage de la population urbaine dans la population totale.	<i>idem</i>
Superf	Superficie. Logarithme de la superficie de chaque pays.	<i>idem</i>
$gCredit_{t-1}$	Croissance du crédit. Différence première du logarithme du crédit domestique octroyé par le secteur bancaire en pourcentage du PIB; retardé d'une période.	<i>idem</i>
$\pi_{t-1}$	Taux d'inflation historique mesuré comme le taux d'inflation divisé par (1 + taux d'inflation), retardé d'une période.	<i>idem</i>
$sq\pi_{t-1}$	Carré du taux d'inflation historique.	<i>idem</i>
$Reserv_{t-1}$	Réserves de change. Logarithme des réserves de change internationales en pourcentage de la monnaie centrale, retardé d'une période.	IFS, FMI
$Dollar_{t-1}$	Dollarisation financière. Logarithme des engagements extérieurs en pourcentage de la monnaie centrale, retardé d'une période	IFS, FMI
$Partn_{t-1}$	Concentration du commerce extérieur. Logarithme de la part (en %) du plus grand partenaire commerciale dans les exportations totales; retardé d'une période.	Direction of Trade (DOT), FMI
Enclave	Enclavement. Variable muette égale à 1 si le pays est enclavé.	Auteur.
Dist	Distance aux dix principaux marchés mondiaux. Distance moyenne de la capitale d'un pays aux dix principaux marchés mondiaux, en log.	Cerdi
Leg_fr, Leg_soc, Leg_al, Leg_scand	Origine légale. Variable muette désignant l'origine française, socialiste, allemande et scandinave. La catégorie exclue est l'origine légale anglaise (Leg_ang).	Laporta (1999)
$\sigma_{Pol}$	Instabilité politique. Nombre moyen de coups d'Etat, réussis ou non au cours de la période précédente.	Cerdi et auteur.
Periode1, Periode2, Periode3, Periode4 et Periode5	Variables temporelles. Variables muettes pour les périodes 1973-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-2000.	Auteur

## Statistiques descriptives des données

Variable	Minimum	Moyenne	Maximum	Ecart-type
$\sigma_g$ (en %)	.23305	3.41501	22.2822	2.65005
FD	-3.664524	3.22523	5.051451	.8907567
Ouv	2.480842	4.033967	5.600759	.5128938
$\sigma_{TE}$ (en %)	1.44885	12.72803	52.06168	8.41659
$\Delta GOV$ (en %)	-26.64593	0.19977	21.52786	4.58412
$\sigma_\pi$ (en %)	0.82341	6.26829	31.94661	6.05028
$\sigma_{agri}$ (en %)	0.44826	8.87755	51.96458	6.47229
DEV	4.448968	7.486458	10.71688	1.497868
Eco	18.85567	23.59067	29.62148	2.152925
Pop	11.18644	16.09606	20.59823	1.543678
Mines	-5.799735	.511756	4.214668	2.004487
$g_{Y,t-1}$ (en %)	-16.43939	1.04515	12.99801	3.18911
Urbain	1.23629	3.815451	4.60517	0.572079
$\pi_{t-1}$	0.0015797	0.1319819	0.9178277	0.1445719
Reserv <sub>t-1</sub>	0.3620064	4.088655	20.06833	1.818391
Dollar <sub>t-1</sub>	-4.587184	2.47806	7.768702	2.165713
Partn <sub>t-1</sub>	-2.2117945	3.114763	10.84551	0.7749658
gCredit <sub>t-1</sub>	-0.6858776	0.017595	0.7949357	0.1203468

## Liste des pays étudiés

Afrique du sud	République du Congo	Guatemala	Hongrie	Sri Lanka
Algérie	République de Corée	Guinée	Hong Kong, China	Russie
Allemagne	Costa Rica	Guyana	Maurice	Rwanda
Argentine	Côte d'Ivoire	Haïti	Mauritanie	Salvador
Arménie	Danemark	Honduras	Maroc	Sénégal
Australie	Dominique	Inde	Mexique	Sierra Leone
Autriche	République Dominicaine	Indonésie	Nicaragua	Soudan
Bahreïn	Egypte	Iran	Niger	Suède
Bangladesh	Emirats Arabes Unis	Irlande	Nigeria	Suriname
Barbade	Equateur	Islande	Nouvelle Zélande	Syrie
Belgique	Espagne	Italie	Oman	Tanzanie
Benin	Estonie	Jamaïque	Ouganda	Tchad
Bolivie	Etats Unis	Jordanie	Pakistan	Thaïlande
Brésil	Ethiopie	Kazakhstan	Panama	Togo
Bulgarie	Fidji	Kenya	Papouasie Nouvelle Guinée	Trinité et Tobago
Burkina Faso	Finlande	Liban	Paraguay	Tunisie
Burundi	France	Libye	Pays-Bas	Turquie
Cameroun	Gabon	Lettonie	Pérou	Ukraine
Canada	Gambie	Madagascar	Philippines	Uruguay
République Centrafricaine	Ghana	Malawi	Pologne	Venezuela
Chili	Grèce	Malaisie	Portugal	Zambie
Colombie	Grenade	Mali	Royaume Uni	Zimbabwe

## Annexe 2 : Résultats des tests de racines unitaires en panel

Tableau 1 : Tests de racines unitaires – Im, Pesaran et Shin (2003)

Séries	Statistique (W t-bar)	P-valeur	(N, T)	Statistique (W t-bar)	P-valeur	(N, T)
<b>Lag = 4</b>				<b>Lag = 1</b>		
Croissance + drift + trend	-5.289	0.000	(108,31)	-19.863	0.000	(108,31)
Croissance + drift	-9.653	0.000	(108,31)	-23.827	0.000	(108,31)
Inflation + drift + trend	5.749	1.000	(117,31)	-5.233	0.000	(117,31)
Inflation + drift	-3.758	0.000	(117,31)	-11.210	0.000	(117,31)
ΔInflation + drift	-13.612	0.000	(117,30)	-40.183	0.000	(117,30)
Termes de l'échange + drift + trend	0.407	0.658	(80,31)	-2.278	0.011	(80,31)
Termes de l'échange + drift	3.446	1.000	(80,31)	1.154	0.876	(80,31)
ΔTermes de l'échange + drift	-10.224	0.000	(80,30)	-25.565	0.000	(80,30)
VAG + drift + trend	0.617	0.732	(73,31)	-3.566	0.000	(73,31)
VAG + drift	1.205	0.886	(73,31)	-0.222	0.412	(73,31)
ΔVAG + drift	-10.686	0.000	(73,30)	-27.997	0.000	(73,30)
<b>Lag = 3</b>				<b>Lag = 0</b>		
Croissance + drift + trend	-9.236	0.000	(108,31)	-31.584	0.000	(108,31)
Croissance + drift	-13.688	0.000	(108,31)	-34.915	0.000	(108,31)
Inflation + drift + trend	5.004	1.000	(117,31)	-8.217	0.000	(117,31)
Inflation + drift	-3.868	0.000	(117,31)	-14.400	0.000	(117,31)
ΔInflation + drift	-19.474	0.000	(117,30)	-57.176	0.000	(117,30)
Termes de l'échange + drift + trend	-2.601	0.005	(80,31)	-1.032	0.151	(80,31)
Termes de l'échange + drift	3.354	1.000	(80,31)	0.648	0.742	(80,31)
ΔTermes de l'échange + drift	-14.360	0.000	(80,30)	-38.851	0.000	(80,30)
VAG + drift + trend	-1.795	0.036	(73,31)	-5.293	0.000	(73,31)
VAG + drift	0.477	0.683	(73,31)	-1.864	0.031	(73,31)
ΔVAG + drift	-14.152	0.000	(73,30)	-43.746	0.000	(73,30)
<b>Lag = 2</b>						
Croissance + drift + trend	-11.605	0.000	(108,31)			
Croissance + drift	-16.344	0.000	(108,31)			
Inflation + drift + trend	1.667	0.952	(117,31)			
Inflation + drift	-6.283	0.000	(117,31)			
ΔInflation + drift	-27.813	0.000	(117,30)			
Termes de l'échange + drift + trend	-1.580	0.057	(80,31)			
Termes de l'échange + drift	2.990	0.999	(80,31)			
ΔTermes de l'échange + drift	-16.583	0.000	(80,30)			
VAG + drift + trend	-1.357	0.087	(73,31)			
VAG + drift	1.324	0.907	(73,31)			
ΔVAG + drift	-17.382	0.000	(73,30)			

Notes : l'hypothèse nulle suppose la présence d'une racine unitaire. Δ désigne la différence première. VAG est la valeur ajoutée agricole.

**Tableau 2** : Tests de racines unitaires – Levin, Lin et Chu (2002)

Séries	Statistique (t-star)	P-value	(N, T)	Statistique (t-star)	P-value	(N, T)	Statistique (t-star)	P-value	(N, T)
<b>Lag = 4</b>				<b>Lag = 2</b>			<b>Lag = 0</b>		
Croissance + trend + drift	-13.58590	0.0000	(108,31)	-17.77500	0.0000	(108,31)	-31.09749	0.0000	(108,31)
Croissance + drift	-17.97197	0.0000	(108,31)	-22.06052	0.0000	(108,31)	-34.24131	0.0000	(108,31)
Croissance	-26.26810	0.0000	(108,31)	-29.38336	0.0000	(108,31)	-37.50550	0.0000	(108,31)
Inflation + trend + drift	-0.29065	0.3857	(117,31)	-3.51236	0.0002	(117,31)	-10.01758	0.0000	(117,31)
Inflation + drift	-6.48801	0.0000	(117,31)	-7.70930	0.0000	(117,31)	-12.20818	0.0000	(117,31)
Inflation	-10.67708	0.0000	(117,31)	-10.85713	0.0000	(117,31)	-13.59308	0.0000	(117,31)
$\Delta$ Inflation + drift	-28.47083	0.0000	(117,30)	-37.84067	0.0000	(117,30)	-60.11032	0.0000	(117,30)
$\Delta$ Inflation	-45.26247	0.0000	(117,30)	-51.66036	0.0000	(117,30)	-65.72379	0.0000	(117,30)
Termes de l'échange + trend + drift	-1.09807	0.1361	(80,31)	-4.05628	0.0000	(80,31)	-4.08415	0.0000	(80,31)
Termes de l'échange + drift	-0.88513	0.1880	(80,31)	-0.62030	0.2675	(80,31)	-2.20557	0.0137	(80,31)
Termes de l'échange	3.43341	0.9997	(80,31)	2.54613	0.9946	(80,31)	3.01875	0.9987	(80,31)
$\Delta$ Termes de l'échange + drift	-22.92583	0.0000	(80,30)	-27.11715	0.0000	(80,30)	-40.44871	0.0000	(80,30)
$\Delta$ Termes de l'échange	-32.52451	0.0000	(80,30)	-35.67176	0.0000	(80,30)	-44.83473	0.0000	(80,30)
VAG + trend + drift	-4.55315	0.0000	(73,31)	-5.33903	0.0000	(73,31)	-6.58462	0.0000	(73,31)
VAG + drift	-2.81165	0.0025	(73,31)	-2.60662	0.0046	(73,31)	-3.10818	0.0009	(73,31)
VAG	0.57398	0.7170	(73,31)	1.00681	0.8430	(73,31)	1.01545	0.8451	(73,31)
$\Delta$ VAG +drift	-33.48287	0.0000	(73,30)	-36.22017	0.0000	(73,30)	-45.65034	0.0000	(73,30)
$\Delta$ VAG	-40.15459	0.0000	(73,30)	-42.04234	0.0000	(73,30)	-48.70234	0.0000	(73,30)
<b>Lag = 3</b>				<b>Lag = 1</b>					
Croissance + trend + drift	-15.98745	0.0000	(108,31)	-22.88046	0.0000	(108,31)			
Croissance + drift	-20.14022	0.0000	(108,31)	-26.30315	0.0000	(108,31)			
Croissance	-28.28713	0.0000	(108,31)	-32.05853	0.0000	(108,31)			
Inflation + trend + drift	-1.18443	0.1181	(117,31)	-8.63131	0.0000	(117,31)			
Inflation + drift	-6.33457	0.0000	(117,31)	-10.87286	0.0000	(117,31)			
Inflation	-10.70411	0.0000	(117,31)	-12.79779	0.0000	(117,31)			
$\Delta$ Inflation + drift	-32.60731	0.0000	(117,30)	-46.47886	0.0000	(117,30)			
$\Delta$ Inflation	-47.89150	0.0000	(117,30)	-57.29036	0.0000	(117,30)			
Termes de l'échange + trend + drift	-3.66220	0.0001	(80,31)	-4.80746	0.0000	(80,31)			
Termes de l'échange + drift	-0.70350	0.2409	(80,31)	-1.68522	0.0460	(80,31)			
Termes de l'échange	2.74418	0.9970	(80,31)	2.45591	0.9930	(80,31)			
$\Delta$ Termes de l'échange + drift	-26.18331	0.0000	(80,30)	-31.81562	0.0000	(80,30)			
$\Delta$ Termes de l'échange	-34.79119	0.0000	(80,30)	-39.00108	0.0000	(80,30)			
VAG + trend + drift	-5.56772	0.0000	(73,31)	-6.37594	0.0000	(73,31)			
VAG +drift	-3.28316	0.0005	(73,31)	-2.94042	0.0016	(73,31)			
VAG	0.45560	0.6757	(73,31)	0.89690	0.8151	(73,31)			
$\Delta$ VAG +drift	-35.54831	0.0000	(73,30)	-39.83911	0.0000	(73,30)			
$\Delta$ VAG	-41.49380	0.0000	(73,30)	-44.87542	0.0000	(73,30)			

Notes : l'hypothèse nulle suppose la présence d'une racine unitaire. Voir aussi les notes du tableau 1.

**Tableau 3** : Tests de racines unitaires – Maddala et Wu (1999)

Série	Statistique (Chi2)	P-value	Statistique (Chi2)	P-value	Statistique (Chi2)	P-value
<b>Lag = 4</b>			<b>Lag = 2</b>		<b>Lag = 0</b>	
Croissance + trend	449.0874	0.0002	843.4245	0.0000	2197.7750	0.0000
Croissance + drift	1227.6871	0.0000	1706.6537	0.0000	2831.3495	0.0000
Croissance	614.5533	0.0000	1084.3051	0.0000	2617.2726	0.0000
Inflation + trend	379.6180	0.1172	737.0991	0.0000	1026.1861	0.0000
Inflation + drift	946.7613	0.0000	1272.3059	0.0000	1707.8550	0.0000
Inflation	430.4463	0.0017	741.4336	0.0000	1107.7458	0.0000
ΔInflation + drift	1726.0765	0.0000	2339.8595	0.0000	4109.2659	0.0000
ΔInflation	1330.2890	0.0000	1834.8341	0.0000	4872.2197	0.0000
Termes de l'échange + trend	179.1506	1.0000	414.0987	0.0003	412.1513	0.0011
Termes de l'échange + drift	423.0211	0.0000	618.5645	0.0000	725.2086	0.0000
Termes de l'échange	136.7661	1.0000	373.3635	0.0213	310.7433	0.7453
ΔTermes de l'échange+ drift	977.2670	0.0000	1485.3298	0.0000	2761.2267	0.0000
ΔTermes de l'échange	530.4019	0.0000	1036.1261	0.0000	2769.0945	0.0000
VAG + trend	251.0965	0.9987	462.8361	0.0000	554.9784	0.0000
VAG + drift	595.1462	0.0000	685.8731	0.0000	796.6077	0.0000
VAG	279.2629	0.9589	268.7826	0.9927	312.8488	0.7433
Δ VAG + drift	1174.0139	0.0000	1777.8962	0.0000	3576.6448	0.0000
ΔVAG	618.2069	0.0000	1335.4519	0.0000	4093.4947	0.0000
<b>Lag = 3</b>			<b>Lag = 1</b>			
Croissance + trend	691.9683	0.0000	1632.3150	0.0000		
Croissance + drift	1550.8571	0.0000	2219.8475	0.0000		
Croissance	969.3533	0.0000	1712.7618	0.0000		
Inflation + trend	701.2183	0.0000	966.4426	0.0000		
Inflation + drift	1111.0681	0.0000	1561.1609	0.0000		
Inflation	690.7093	0.0000	866.3582	0.0000		
ΔInflation + drift	2271.1923	0.0000	3124.7461	0.0000		
ΔInflation	2032.8543	0.0000	3068.2964	0.0000		
Termes de l'échange + trend	512.7259	0.0000	612.8081	0.0000		
Termes de l'échange + drift	541.3221	0.0000	724.1550	0.0000		
Termes de l'échange	236.8053	0.9998	349.0110	0.1625		
ΔTermes de l'échange + drift	1331.5886	0.0000	2110.3012	0.0000		
ΔTermes de l'échange	984.0625	0.0000	1867.6487	0.0000		
VAG + trend	664.9741	0.0000	709.7637	0.0000		
VAG + drift	666.3250	0.0000	766.0997	0.0000		
VAG	256.5121	0.9982	358.3271	0.1360		
Δ VAG + drift	1525.8974	0.0000	2551.8862	0.0000		
Δ VAG	1215.0426	0.0000	2484.2631	0.0000		

Notes : L'hypothèse nulle suppose la présence d'une racine unitaire. Voir aussi les notes du tableau 1.

### Annexe 3 : Prédiction des régimes de change officiels par *logit*

Number of obs = 531  
 LR chi2(11) = 138.59  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Pseudo R2 = 0.1886

Fixe	Coefficient	Z	P> z
g <sub>Y<sub>t-1</sub></sub>	-3.385745	-1.45	0.148
π <sub>t-1</sub>	-12.11741	-5.58	0.000
sqπ <sub>t-1</sub>	11.43582	3.81	0.000
gCredit <sub>t-1</sub>	1.250133	1.31	0.191
Reserv <sub>t-1</sub>	-.0087932	-0.15	0.881
Dollar <sub>t-1</sub>	.0985162	1.90	0.057
Partn <sub>t-1</sub>	.0663857	0.46	0.649
Periode1	2.455915	5.88	0.000
Periode2	1.600828	4.98	0.000
Periode3	1.282571	4.29	0.000
Periode4	.5646466	1.94	0.052
_cons	-.1814984	-0.34	0.732

-- True --

Classified	D	~D	Total
+	219	90	309
-	60	162	222
Total	279	252	531

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
 True D defined as Fixe != 0

Sensitivity	Pr( + D)	78.49%
Specificity	Pr( - ~D)	64.29%
Positive predictive value	Pr( D +)	70.87%
Negative predictive value	Pr(~D -)	72.97%
False + rate for true ~D	Pr( + ~D)	35.71%
False - rate for true D	Pr( - D)	21.51%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	29.13%
False - rate for classified -	Pr(D -)	27.03%
Correctly classified		71.75%

## Annexe 4 : Régressions de la volatilité de la croissance, avec les régimes de change officiels

**Tableau 4** : Régressions de la volatilité de la croissance, avec les régimes de change officiels

Variables	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5
Fixe	.0153598 (2.53)**	.0146594 (2.46)**	.0144828 (2.44)**	.0154772 (2.55)**	.0153607 (2.53)**
FD	.0039992 (3.29)***	.0040129 (3.25)***	.0040537 (3.27)***	.0038706 (3.16)***	.0039993 (3.29)***
sqFD	-.0005311 (-1.86)*	-.0005413 (-1.90)*	-.0005427 (-1.91)*	-.0005345 (-1.87)*	-.0005311 (-1.86)*
Ouv	-.0117496 (-2.24)**	-.011231 (-2.18)**	-.0112347 (-2.18)**	-.0119592 (-2.28)**	-.0117508 (-2.24)**
$\sigma_{TE}$	.0544667 (2.51)**	.0568371 (2.58)**	.055465 (2.47)**	.0513922 (2.39)**	.0544654 (2.51)**
$\Delta GOV$	.0354482 (1.41)	.036192 (1.43)	.0364998 (1.45)	.0351233 (1.40)	.0354489 (1.41)
$\sigma_{\pi}$	.0475303 (2.14)**	.0465759 (2.08)**	.0469613 (2.09)**	.0479654 (2.17)**	.0475281 (2.14)**
Pop	-.0027579 (-2.00)**	-.0030561 (-2.35)**	-.0030266 (-2.32)**	-.6350324 (-1.52)	-.0030975 (-2.39)**
$\sigma_{agri}$	.1060581 (5.95)***	.1083469 (6.19)***	.1087953 (6.19)***	.1040626 (5.83)***	.1060539 (5.95)***
Mines	.0021005 (3.10)	.0020702 (3.05)***	.0020532 (3.02)***	.0021195 (3.13)***	.0021007 (3.10)***
DEV				-.6322959 (-1.51)	-.0003401 (-0.60)
Eco	-.0003394 (-0.60)			.631973 (1.51)	
$\sigma_{Pol}$			.0006993 (0.36)		
Observations	375	375	375	375	375
F	10.96	11.60	10.77	10.89	10.96
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R2	0.2905	0.2976	0.2984	0.2904	0.2905
Pagan-Hall general test statistic	49.808	47.087	46.984	48.905	49.810
P-value	0.0033	0.0048	0.0049	0.0061	0.0033
Durbin-Wu-Hausman statistic	7.34131	7.43138	7.41130	7.35010	7.34210
P-value	0.02546	0.02434	0.02458	0.02535	0.02545
Hansen J statistic	14.262	14.588	14.547	13.560	14.260
P-value of J	0.21885	0.20217	0.14947	0.25830	0.21893
<b>Fixe</b>					
Shea partial R2	0.2351	0.2339	0.2339	0.2361	0.2351
Partial R2	0.2553	0.2526	0.2526	0.2566	0.2553
P-value (equality of partial R2s)	0	0	0	0	0
<b>Ouv</b>					
Shea partial R2	0.2906	0.2959	0.2959	0.2910	0.2906
Partial R2	0.3156	0.3196	0.3195	0.3163	0.3156
P-value	0	0	0	0	0
P-value du test $FD + sqFD = 0$	0.0023	0.0027	0.0026	0.0036	0.0023
Chow F test statistic	.33461126	.290218	.28027371	.33521601	.33462778
Degree of freedom	[85, 274]	[85, 275]	[85, 274]	[85, 273]	[85, 274]
1% critical value	.64966068	.64975446	.64966068	.64956627	.64966068

**Notes** : t-statistiques entre parenthèses; \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient est significatif respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%.

Des variables muettes temporelles et une constante sont incluses dans toutes les équations.

**Liste des instruments** : probabilités prédites de Fixe (Prob\_Fixe),  $\Delta ouv_{t-1}$ ,  $\Delta FD_{t-1}$ , Urban, Superf, Enclave, Dist, Leg\_fr, Leg\_soc, Leg\_al, Leg\_scand,  $\Delta TE_{t-1}$ . Les variables exogènes de chaque équation sont aussi incluses comme instruments.





<b>Ouv</b>												
Shea partial R2	0.3654	0.3699	0.3699	0.3658	0.3654	0.3551	0.3592	0.3592	0.3559	0.3551	0.3882	0.3857
Partial R2	0.3950	0.3996	0.3996	0.3953	0.3950	0.3881	8.72	0.3926	0.3891	0.3881	0.4103	0.4072
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Fixe * <math>\sigma_{TE}</math></b>												
Shea Partial R2	0.5646	0.5615	0.5607	0.5630	0.5646							
Partial R2	0.5078	0.5067	0.5059	0.5063	0.5078							
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000							
<b>Fixe * FD</b>												
Shea Partial R2						0.5611	0.5571	0.5557	0.5607	0.5611		
Partial R2						0.3098	0.3068	0.3066	0.3093	0.3098		
P-value						0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
<b>Fixe * DEV</b>												
Shea Partial R2											0.4625	0.4624
Partial R2											0.3093	0.3091
P-value											0.0000	0.0000
P-value												
Fixe + Fixe * $\sigma_{TE}$ = 0	0.0592	0.0607	0.0616	0.0804	0.0593	0.0088	0.0242	0.0099	0.0056	0.0088	0.0124	0.0144
Fixe + Fixe * FD = 0												
Fixe + Fixe * DEV = 0												

Notes : voir les notes du tableau 4.

**Instruments de Fixe \*  $\sigma_{TE}$**  : carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec  $\sigma_{TE}$  ; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps tels que Superf, Leg\_fr, Leg\_soc, Leg\_al, Leg\_scand; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; termes croisés d'ordre 2 des instruments initiaux avec la volatilité des termes de l'échange; produit de  $\Delta FD_{t-1}$  et Urban,  $\Delta FD_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta FD_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et Urban,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et  $\sigma_{TE}$ ; produit de Prob\_Fixe et du carré de  $\sigma_{TE}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de  $\sigma_{TE}$ .

**Instruments de Fixe \* FD**: carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec  $FD_{t-1}$ ; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; produit de  $\Delta FD_{t-1}$  et Urban,  $\Delta FD_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta FD_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et Urban,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ; produit de  $FD_{t-1}$  et Urban,  $FD_{t-1}$  et  $\Delta FD_{t-1}$ ,  $FD_{t-1}$  et  $\Delta Ouv_{t-1}$ ;  $FD_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de  $FD_{t-1}$ .

**Instruments de Fixe \* DEV** : carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec DEV; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; produit de  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta FD_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et Urban,  $\Delta Ouv_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ,  $\Delta FD_{t-1}$  et Urban,  $\Delta FD_{t-1}$  et  $\Delta TE_{t-1}$ ; Urban et  $\Delta TE_{t-1}$ ; produit de DEV et  $\Delta FD_{t-1}$ , DEV et  $\Delta Ouv_{t-1}$ , DEV et Urban, DEV et  $\Delta TE_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et DEV; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de DEV; produit du carré de DEV et du carré de Eco.

## Annexe 5 : Prédiction des régimes *de facto* de Reinhart et Rogoff (2003) par logit

Number of obs = 517  
 LR chi2(15) = 77.43  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Pseudo R2 = 0.1106

Fixe	Coefficient	z	P> z
g <sub>Yt-1</sub>	-5.638531	-2.24	0.025
π <sub>t-1</sub>	-12.62427	-5.80	0.000
sqπ <sub>t-1</sub>	12.39258	4.27	0.000
gCredit <sub>t-1</sub>	-.0258537	-0.03	0.975
Reserv <sub>t-1</sub>	.0110621	0.20	0.840
Dollar <sub>t-1</sub>	.0003853	0.01	0.994
Partn <sub>t-1</sub>	.1161788	0.84	0.399
leg_fr	.1905109	0.91	0.364
leg_soc	-.5502549	-0.95	0.344
leg_al	-.6096194	-1.03	0.302
leg_scand	-2.728792	-2.58	0.010
Periode1	-.7958773	-2.33	0.020
Periode2	-.2776364	-0.88	0.379
Periode3	-.4815657	-1.60	0.110
Periode4	-.4130928	-1.39	0.165
_cons	.7439302	1.43	0.151

-- True --

Classified	D	~D	Total
+	106	56	162
-	106	249	355
Total	212	305	517

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
 True D defined as Fixe != 0

Sensitivity	Pr( +  D)	50.00%
Specificity	Pr( -  ~D)	81.64%
Positive predictive value	Pr( D  +)	65.43%
Negative predictive value	Pr( ~D  -)	70.14%
False + rate for true ~D	Pr( +  ~D)	18.36%
False - rate for true D	Pr( -  D)	50.00%
False + rate for classified +	Pr( ~D  +)	34.57%
False - rate for classified -	Pr( D  -)	29.86%
Correctly classified		68.67%

## Annexe 6 : Régressions de la volatilité de la croissance, avec régimes de change *de facto* de RR

Tableau 6 : Régressions de la volatilité de la croissance, avec les régimes de change *de facto* de RR

Variables	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5
Fixe	0.0168268** (2.50)	0.0170332** (2.50)	0.0171509** (2.49)	0.0170643** (2.56)	0.0168267** (2.50)
Ouv	-0.0227091*** (-2.96)	-0.0227485*** (-2.96)	-0.0228795*** (-2.94)	-0.0230395*** (-3.00)	-0.0227094*** (-2.96)
FD	0.0049216*** (3.05)	0.0048694*** (2.94)	0.0048644*** (2.93)	0.0048460*** (2.96)	0.0049217*** (3.05)
sqFD	-0.0006717** (-2.09)	-0.0006742** (-2.09)	-0.0006757** (-2.09)	-0.0006732** (-2.08)	-0.0006717** (-2.09)
$\sigma_{TE}$	0.0611993*** (2.85)	0.0602011*** (2.71)	0.0605782*** (2.70)	0.0590340*** (2.80)	0.0611995*** (2.85)
$\sigma_{\pi}$	0.0283709 (1.18)	0.0288459 (1.18)	0.0285426 (1.16)	0.0287687 (1.20)	0.0283711 (1.18)
$\Delta GOV$	0.0336250 (1.39)	0.0331889 (1.37)	0.0330060 (1.36)	0.0332469 (1.37)	0.0336259 (1.39)
Pop	-0.0053962*** (-3.27)	-0.0055583*** (-3.55)	-0.0055912*** (-3.52)	-0.4997123 (-1.07)	-0.0055899*** (-3.57)
Eco	-0.0001936 (-0.30)			0.4941326 (1.05)	
$\sigma_{agri}$	0.1360493*** (6.38)	0.1368361*** (6.49)	0.1369181*** (6.48)	0.1347113*** (6.30)	0.1360463*** (6.38)
Mines	0.0028316*** (3.36)	0.0028166*** (3.36)	0.0028286*** (3.34)	0.0028635*** (3.40)	0.0028317*** (3.36)
$\sigma_{Pol}$			-0.0002432 (-0.12)		
DEV				-0.4943157 (-1.05)	-0.0001942 (-0.30)
Observations	370	370	370	370	370
R2	0.2617	0.2600	0.2585	0.2596	0.2617
F test	10.04	10.70	9.96	9.74	10.04
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	6.428	6.444	6.425	5.962	6.428
P-value	0.4907	0.4889	0.3773	0.5442	0.4908
Durbin-Wu-Hausman statistic	5.95206	5.91605	5.89555	5.97710	5.95228
P-value	0.05099	0.05192	0.05246	0.05036	0.05099
Pagan-Hall statistic	40.295	39.765	39.597	39.138	40.295
P-value	0.0100	0.0079	0.0083	0.0192	0.0100
<b>Fixe</b>					
Shea Partial R2	0.1591	0.1571	0.1540	0.1636	0.1591
Partial R2	0.2335	0.2320	0.2292	0.2392	0.2335
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Ouv</b>					
Shea Partial R2	0.1832	0.1843	0.1828	0.1841	0.1832
Partial R2	0.2689	0.2722	0.2722	0.2691	0.2689
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Chow's F test Statistic	.18481267	.1798464	.20004288	.16908763	.18480577
Degrees of freedom	[85, 269]	[85, 270]	[85, 269]	[85, 267]	[85, 269]
Critical F value at 1% level (Developing vs Industrialized countries)	.64918225	.64927922	.64918225	.64908461	.64918225
P-value du test $FD + sqFD = 0$	0.0042	0.0058	0.0060	0.0054	0.0042

Notes : voir les notes du tableau 4.

Liste des instruments : probabilités prédites de Fixe (Prob\_Fixe),  $\Delta Ouv_{t-1}$ ,  $\Delta FD_{t-1}$ , Urban, Superf, Enclave, Dist,  $\Delta TE_{t-1}$ . Les variables exogènes de chaque équations sont aussi incluses comme instruments.



<b>Ouv</b>												
Shea Partial R2	0.3173	0.3183	0.3180	0.3173	0.3173	0.2904	0.2893	0.2892	0.2915	0.2904	0.2521	0.2513
Partial R2	0.3770	0.3816	0.3816	0.3773	0.3770	0.3847	0.3889	0.3889	0.3850	0.3847	0.3724	0.3711
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Fixe * <math>\sigma_{TE}</math></b>												
Shea Partial R2	0.3322	0.3323	0.3324	0.3301	0.3322							
Partial R2	0.3597	0.3597	0.3570	0.3692	0.3597							
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000							
<b>Fixe * FD</b>												
Shea Partial R2						0.2376	0.2419	0.2393	0.2394	0.2376		
Partial R2						0.2664	0.2667	0.2657	0.2730	0.2664		
P-value						0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
<b>Fixe * DEV</b>												
Shea Partial R2											0.3017	0.2998
Partial R2											0.3190	0.3109
P-value											0.0000	0.0000
P-value												
Fixe + Fixe * $\sigma_{TE}$ = 0	0.0244	0.0324	0.0330	0.0238	0.0244	0.0173	0.0152	0.0176	0.0181	0.0173		
Fixe + Fixe * FD = 0												
Fixe + Fixe * DEV = 0											0.0137	0.0178

**Notes** : voir les notes du tableau 4. Le seuil de significativité du coefficient de sqFD dans les équations 7 et 8 est de 10.5%.

**Instruments de Fixe \*  $\sigma_{TE}$**  : carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec  $\sigma_{TE}$ ; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; produit de  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit de  $\sigma_{TE}$  et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ ,  $\sigma_{TE}$  et  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$ ,  $\sigma_{TE}$  et Urban,  $\sigma_{TE}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et  $\sigma_{TE}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de  $\sigma_{TE}$ ; produit de Prob\_Fixe et du carré de  $\sigma_{TE}$ .

**Instruments de Fixe \* FD** : carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec FD; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; produit de  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit de FD et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ , FD et  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$ , FD et Urban, FD et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de FD.

**Instruments de Fixe \* DEV** : carré et cube de Prob\_Fixe; produit de Prob\_Fixe avec DEV; produit de Prob\_Fixe avec l'ensemble initial d'instruments à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; carré des instruments initiaux à l'exclusion des instruments invariables dans le temps; produit de  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et Urban,  $\Delta\text{FD}_{t-1}$  et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; Urban et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit de DEV et  $\Delta\text{FD}_{t-1}$ , DEV et  $\Delta\text{Ouv}_{t-1}$ , DEV et Urban, DEV et  $\Delta\text{TE}_{t-1}$ ; produit du carré de Prob\_Fixe et du carré de DEV; produit du carré de Prob\_Fixe et de DEV.

## Annexe 6 : Régressions de la volatilité de la croissance, ajout des régimes de change intermédiaires

Tableau 8 : Régressions de la volatilité des tableaux 4 et 6 avec ajout des régimes intermédiaires

Variables	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5	Equation 6	Equation 7	Equation 8	Equation 9	Equation 10
Fixe	0.0135706 (2.22)**	0.0129235 (2.18)**	0.0127203 (2.14)**	0.0134712 (2.20)**	0.0135716 (2.22)**	0.0111283 (1.58)	0.0112376 (1.59)	0.0125216* (1.74)*	0.0114581 (1.63)	0.0111287 (1.58)
Interm	-0.0000553 (-0.0070)	-0.0009795 (-0.13)	-0.0009564 (-0.12)	0.0002097 (0.027)	-0.0000535 (-0.0068)	-0.0117238 (-1.50)	-0.0119869 (-1.53)	-0.0076773 (-0.73)	-0.0109575 (-1.39)	-0.0117233 (-1.50)
Ouv	-0.0098647 (-1.75)*	-0.0092755 (-1.68)*	-0.0091926 (-1.66)*	-0.0102856 (-1.83)*	-0.0098662 (-1.75)*	-0.0195352** (-2.52)**	-0.0193559** (-2.50)**	-0.0207660*** (-2.64)***	-0.0199657** (-2.57)**	-0.0195359** (-2.52)**
FD	0.0038928 (3.48)***	0.0038220 (3.38)***	0.0038074 (3.30)***	0.0038824 (3.49)***	0.0038929 (3.48)***	0.0064206*** (4.14)***	0.0063435*** (4.07)***	0.0059055*** (3.38)***	0.0062663*** (3.99)***	0.0064206*** (4.14)***
sqFD	-0.0005100 (-1.80)*	-0.0004999 (-1.78)*	-0.0005033 (-1.79)*	-0.0005110 (-1.81)*	-0.0005100 (-1.80)*	-0.0010138*** (-3.01)***	-0.0010223*** (-3.03)***	-0.0009090** (-2.31)**	-0.0009927*** (-2.94)***	-0.0010138*** (-3.01)***
$\sigma_{TE}$	0.0507179 (2.21)**	0.0505440 (2.21)**	0.0508879 (2.21)**	0.0502631 (2.24)**	0.0507189 (2.21)**	0.0510862** (2.36)**	0.0493802** (2.21)**	0.0550177** (2.36)**	0.0502503** (2.36)**	0.0510854** (2.36)**
$\sigma_{\pi}$	0.0457940 (2.09)**	0.0468624 (2.12)**	0.0469686 (2.12)**	0.0457335 (2.09)**	0.0457913 (2.09)**	0.0318605 (1.40)	0.0328365 (1.41)	0.0310485 (1.31)	0.0321033 (1.41)	0.0318612 (1.40)
$\Delta GOV$	0.0293094 (1.20)	0.0281642 (1.16)	0.0281312 (1.15)	0.0285346 (1.17)	0.0293106 (1.20)	0.0316225 (1.27)	0.0310271 (1.24)	0.0315540 (1.28)	0.0311043 (1.25)	0.0316234 (1.27)
Pop	-0.0022603 (-1.74)*	-0.0024439 (-1.92)*	-0.0024480 (-1.93)*	-0.4855669 (-1.11)	-0.0025956 (-2.01)**	-0.0053231*** (-3.17)***	-0.0055724*** (-3.45)***	-0.0057867*** (-3.58)***	-0.4326202 (-0.92)	-0.0056546*** (-3.50)***
Eco	-0.0003350 (-0.59)			0.4829247 (1.11)		-0.0003314 (-0.51)		0.4269828 (0.90)		
$\sigma_{agri}$	0.1115807 (6.05)***	0.1128887 (6.17)***	0.1129698 (6.16)***	0.1102104 (5.99)***	0.1115775 (6.05)***	0.1125630*** (4.46)***	0.1134276*** (4.52)***	0.1210545*** (4.34)***	0.1123363*** (4.46)***	0.1125605*** (4.46)***
Mines	0.0017283 (2.45)**	0.0016392 (2.39)**	0.0016265 (2.35)**	0.0017303 (2.45)**	0.0017285 (2.45)**	0.0026240*** (3.18)***	0.0025852*** (3.12)***	0.0026659*** (3.24)***	0.0026539*** (3.21)***	0.0026241*** (3.18)***
$\sigma_{Pol}$			-0.0001730 (-0.077)					-0.0007810 (-0.40)		
DEV				-0.4832186 (-1.11)	-0.0003356 (-0.59)				-0.4272900 (-0.91)	-0.0003320 (-0.51)
Observations	313	313	313	313	313	370	370	370	370	370
R2	0.3019	0.3059	0.3073	0.3035	0.3019	0.2703	0.2685	0.2773	0.2719	0.2703
F	12.39	13.36	12.42	11.97	12.39	9.40	10.00	9.49	9.14	9.40
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J	17.069	17.302	17.314	16.482	17.068	7.147	7.138	6.087	6.609	7.146
P-value	0.1058	0.0993	0.0677	0.1242	0.1059	0.4138	0.4147	0.2979	0.4707	0.4138

Notes : voir les notes du tableau 4. Pour les instruments voir texte du chapitre.

Les régimes de change officiels sont utilisés dans les équations 1 à 5 tandis que les régimes de change *de facto* de RR sont utilisés dans les équations 6 à 10.

**Tableau 9** : Régressions de la volatilité des tableaux 4 et 6 avec ajout des variables muettes géographiques

COEFFICIENT	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5	Equation 6	Equation 7	Equation 8	Equation 9	Equation 10
Fixe	0.0101836 (1.74)*	0.0098858 (1.70)*	0.0097720 (1.68)*	0.0102844 (1.76)*	0.0101844 (1.74)*	0.0158943 (2.09)**	0.0164795 (2.12)**	0.0164205 (2.10)**	0.0161554 (2.15)**	0.0158942 (2.09)**
Ouv	-0.0095861 (-1.83)*	-0.0092855 (-1.91)*	-0.0094355 (-1.93)*	-0.0095962 (-1.84)*	-0.0095878 (-1.83)*	-0.0200557 (-2.42)**	-0.0205298 (-2.48)**	-0.0204970 (-2.46)**	-0.0201693 (-2.43)**	-0.0200564 (-2.42)**
FD	0.0032791 (2.87)***	0.0031232 (2.73)***	0.0031976 (2.76)***	0.0031558 (2.73)***	0.0032794 (2.87)***	0.0033977 (2.13)**	0.0032691 (1.96)*	0.0032777 (1.96)*	0.0032940 (2.04)**	0.0033978 (2.13)**
sqFD	-0.0002842 (-0.92)	-0.0002841 (-0.92)	-0.0002928 (-0.95)	-0.0002815 (-0.91)	-0.0002842 (-0.92)	-0.0002776 (-0.75)	-0.0002843 (-0.76)	-0.0002840 (-0.75)	-0.0002750 (-0.73)	-0.0002776 (-0.75)
$\sigma_{TE}$	0.0504629 (2.39)**	0.0491019 (2.30)**	0.0477368 (2.21)**	0.0479836 (2.29)**	0.0504640 (2.39)**	0.0567852 (2.62)***	0.0544812 (2.43)**	0.0542254 (2.39)**	0.0544286 (2.55)**	0.0567865 (2.62)***
$\sigma_{\pi}$	0.0392237 (1.68)*	0.0400168 (1.72)*	0.0398667 (1.71)*	0.0393437 (1.69)*	0.0392224 (1.68)*	0.0111338 (0.44)	0.0118996 (0.47)	0.0120379 (0.47)	0.0113475 (0.45)	0.0111324 (0.44)
$\Delta GOV$	0.0351732 (1.48)	0.0341598 (1.44)	0.0341526 (1.44)	0.0350585 (1.48)	0.0351746 (1.48)	0.0307738 (1.31)	0.0299711 (1.27)	0.0299816 (1.26)	0.0305606 (1.30)	0.0307743 (1.31)
Pop	-0.0023478 (-1.68)*	-0.0024066 (-1.73)*	-0.0024143 (-1.74)*	-0.5935225 (-1.38)	-0.0025376 (-1.70)*	-0.0045609 (-2.59)***	-0.0046417 (-2.67)***	-0.0046333 (-2.66)***	-0.4562473 (-0.96)	-0.0046394 (-2.61)***
Eco	-0.0001892 (-0.30)			0.5910613 (1.38)		-0.0000782 (-0.11)			0.4516779 (0.95)	
$\sigma_{agri}$	0.0924766 (5.46)***	0.0928030 (5.57)***	0.0936006 (5.57)***	0.0909888 (5.35)***	0.0924742 (5.46)***	0.1229231 (5.70)***	0.1231923 (5.76)***	0.1232500 (5.75)***	0.1216377 (5.61)***	0.1229208 (5.70)***
Mines	0.0013371 (2.05)**	0.0012613 (2.00)**	0.0012656 (2.00)**	0.0013592 (2.08)**	0.0013373 (2.05)**	0.0021769 (2.53)**	0.0021937 (2.57)**	0.0022023 (2.57)**	0.0022023 (2.56)**	0.0021770 (2.53)**
Région : Asie de l'est et Pacifique	0.0117519 (2.35)**	0.0117676 (2.36)**	0.0117634 (2.35)**	0.0117782 (2.36)**	0.0117515 (2.35)**	0.0139580 (2.60)***	0.0138620 (2.59)***	0.0138708 (2.59)***	0.0140301 (2.61)***	0.0139576 (2.60)***
Europe centrale et orientale	0.0132698 (1.81)*	0.0135492 (1.88)*	0.0135969 (1.88)*	0.0132701 (1.81)*	0.0132700 (1.81)*	0.0213237 (2.86)***	0.0217641 (3.02)***	0.0217623 (3.02)***	0.0213786 (2.86)***	0.0213251 (2.86)***
Moyen-Orient et Afrique du nord	0.0102885 (2.37)**	0.0105610 (2.56)**	0.0105316 (2.54)**	0.0096592 (2.22)**	0.0102870 (2.37)**	0.0104917 (2.35)**	0.0105950 (2.52)**	0.0105882 (2.51)**	0.0100514 (2.24)**	0.0104903 (2.35)**
Asie du sud	-0.0036104 (-0.74)	-0.0037542 (-0.77)	-0.0038851 (-0.79)	-0.0036960 (-0.76)	-0.0036104 (-0.74)	-0.0010996 (-0.21)	-0.0014487 (-0.28)	-0.0014462 (-0.28)	-0.0012429 (-0.24)	-0.0010996 (-0.21)
Afrique Sub-Saharienne	0.0070297 (1.67)*	0.0071689 (1.71)*	0.0070567 (1.68)*	0.0071658 (1.70)*	0.0070293 (1.67)*	0.0075016 (1.64)	0.0072851 (1.58)	0.0072682 (1.57)	0.0075994 (1.66)*	0.0075016 (1.64)
Amérique Latine et Caraïbes	0.0053663 (1.35)	0.0056901 (1.53)	0.0055972 (1.50)	0.0055665 (1.40)	0.0053649 (1.35)	0.0063115 (1.48)	0.0063320 (1.57)	0.0063124 (1.56)	0.0065056 (1.53)	0.0063104 (1.48)
$\sigma_{Pol}$			0.0007098 (0.38)					0.0001514 (0.079)		
DEV				-0.5912381 (-1.38)	-0.0001900 (-0.30)				-0.4517549 (-0.95)	-0.0000789 (-0.11)
Observations	375	375	375	375	375	370	370	370	370	370
R2	0.3373	0.3390	0.3389	0.3380	0.3373	0.3118	0.3066	0.3070	0.3108	0.3118
F test	12.31	12.93	12.27	12.12	12.31	11.22	11.74	11.15	10.84	11.22
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	10.763	10.524	10.396	10.168	10.762	4.764	4.604	4.598	4.327	4.764
P-value of Hansen J	0.4634	0.4840	0.4064	0.5153	0.4634	0.6887	0.7082	0.5964	0.7414	0.6887

**Notes** : voir tableaux 4 et 8 et texte du chapitre. Toutes les régressions contiennent des variables muettes temporelles et une constante. Dans les équations 1 à 5, les régimes de change officiels sont utilisés. Dans les équations 6 à 10, les régimes *de facto* de RR sont utilisés.

## Chapitre 3 : Systèmes de change, croissance et volatilité de la croissance

### *Introduction*

La volatilité et la croissance ont été longtemps appréhendées comme deux phénomènes indépendants l'un de l'autre et il était, par conséquent, admis que la volatilité n'exerce aucun impact sur la croissance. Mais récemment, l'analyse des relations entre la croissance et sa volatilité a connu un regain d'intérêt. En effet, la célèbre étude de Ramey et Ramey (1994) a montré que la volatilité de la croissance réduit le taux de croissance moyen, indépendamment du niveau de développement des pays considérés. La volatilité apparaît également comme un facteur de moindre croissance dans plusieurs autres travaux corroborant et nuanciant les résultats de Ramey et Ramey (voir, par exemple, Hnatkovska et Loayza, 2003; Imbs, 2002; Sahay and Goyal, 2006; Martin et Rogers, 2000; Fatas, 2000; Kroft et Lloyd-Ellis, 2002; Kose *et al.*, 2005a et 2005b). Des investigations additionnelles ont été conduites afin de mettre en lumière les facteurs pouvant conditionner cette relation. Pour ce faire, le niveau de développement économique, le développement financier et institutionnel ont été considérés. De même, les canaux du commerce et du capital humain ont été évalués ainsi que la sensibilité de la relation croissance-volatilité au niveau d'agrégation des données utilisées. Nous résumons l'évidence empirique des effets de la volatilité sur la croissance dans la section II.

Parallèlement à cette littérature, les liens entre le système de change et la croissance d'une part, et entre le système de change et la volatilité d'autre part, sont analysés, séparément. S'inscrivent dans la première optique, plusieurs études dont celles réalisées par Ghosh *et al.* (1995) et Levy Yeyati et Sturzenegger (2003). Nous avons déjà évoqué la littérature traitant de l'impact du système de change sur la volatilité dans le second chapitre. Dans l'ensemble, toutes



ces relations restent assez controversées.

Mais, au-delà de ces deux grands thèmes, une autre question susceptible d'enrichir cette littérature sur les effets économiques du régime de change a été très peu étudiée, voire occultée. Le régime de change affecte-t-il l'impact de la volatilité sur la croissance ? Levy Yeyati et Sturzenegger (2003) évoquent cette question en guise d'ouverture de leur article sans y répondre. Ils affirment :

*“The more traditional argument linking fixed exchange rate with higher output volatility appears to be more promising, particularly in light of our findings that economies where regimes do have an effect on output growth are the same as those for which it appears to affect its volatility. In turn, this is consistent with the empirical evidence of a negative correspondence between output volatility and growth mentioned in the introduction ...*

*A careful examination of this relatively unexplored channel may help understand the links unveiled in this paper.”*

Dans ce chapitre, l'un des objectifs que nous poursuivons est de répondre à cette question, contribuant ainsi à une meilleure compréhension des effets du régime de change sur les performances économiques. Notre analyse participe donc au débat sur la neutralité du régime de change sous un angle jusqu'à présent peu exploré et elle se placera dans le cadre des travaux qui analysent l'impact de la volatilité sur la croissance tels que ceux de Ramey et Ramey (1994) et Hnatkovska *et al.* (2003). De plus, l'investigation sera approfondie pour évaluer les mécanismes par lesquels la politique de change pourrait affecter la relation croissance-volatilité.

L'autre contribution du chapitre réside dans la question de savoir si la (non) neutralité du régime de change vis-à-vis de la croissance dépend des quantiles de croissance. À cet effet, nous aurons recours à la technique de régressions quantiles formalisée par Koenker et Bassett (1978)

et enrichie par la suite par Buchinsky (1995 et 1998a), Hahn (1995), Chernozhukov et Hansen (2004), Koenker (2004), Jurečková et Picek (2005), Angrist *et al.* (2006) et Blundell et Powell (2007) entre autres. À l'aide de cette technique, les relations entre la croissance et ses déterminants – notamment la volatilité et la politique de change – sont revisitées pour vérifier si elles sont hétérogènes, c'est à dire, si elles diffèrent suivant les quantiles du taux de croissance économique. L'absence d'un consensus sur la relation entre la croissance et la politique de change masquerait-elle une hétérogénéité de l'impact du système de change, non prise en compte dans les techniques économétriques habituelles – basées sur l'espérance des variables aléatoires – utilisées dans la littérature empirique ? Nous répondrons à cette question à l'aide des régressions quantiles qui permettent d'estimer les effets du régime de change sur toute la distribution du taux de croissance et pas seulement à sa moyenne. Les régressions de quantiles gagnent rapidement en popularité dans la littérature économique (voir, *inter alia*, Barnes et Hughes (2002), Buchinsky (1994 et 1998b). Nous reviendrons sur cette technique dans la partie économétrique.

Nous présentons d'abord, des éléments théoriques et empiriques destinés à éclairer si et comment le régime de change est susceptible d'affecter l'impact de la volatilité sur la croissance moyenne. Puis, nous conduirons une analyse économétrique pour évaluer ces effets dans un panel de pays industrialisés et en développement en utilisant la classification des régimes de change développée par Reinhart et Rogoff (2003). Nous estimerons aussi l'équation de croissance par les régressions de quantiles pour évaluer les effets de la volatilité et du régime de change sur la croissance à différents quantiles de croissance. Les enseignements des résultats seront abordés dans la conclusion.

## ***I- Croissance et volatilité de la croissance : quels liens avec le régime de change ?***

Le système de change modifie-t-il les effets de la volatilité sur la croissance ? Bien qu'il n'existe pas de littérature qui traite explicitement du rôle du régime de change dans les relations entre la croissance et sa volatilité, il est possible d'élaborer des arguments théoriques pouvant justifier une non-neutralité du système de change vis-à-vis de l'impact de la volatilité sur la croissance. En effet, la politique de change peut influencer cette relation en modifiant l'impact direct de la volatilité sur la croissance. Par exemple, la politique de change peut modifier l'impact que la volatilité exerce sur la croissance en affectant la capacité de l'économie à s'ajuster à la volatilité. Ainsi, pour un même niveau de volatilité, le coût de croissance induit par la volatilité diffèrera selon le système de change en vigueur. Mais le système de change peut également influencer indirectement cette relation à travers d'autres mécanismes. En partant des effets de la volatilité sur les déterminants de la croissance tels que l'investissement en capital physique et en capital humain ou le commerce, on peut établir des liens indirects entre le régime de change et la relation croissance-volatilité. Dans cette optique, le régime de change affecterait l'impact de la volatilité sur la croissance en modifiant l'impact de la volatilité sur les déterminants de la croissance. Nous élaborons ces arguments sur les modifications potentielles par le système de change de l'impact direct et des effets indirects de la volatilité sur la croissance dans la suite de cette section.

### **I.1- Effets du régime de change sur relation directe croissance-volatilité**

L'hypothèse selon laquelle la politique de change influencerait l'impact direct de la volatilité sur la croissance repose sur deux arguments. Le premier postule que, pour une volatilité donnée, la fixité du taux de change implique moins de croissance. Plus précisément, la réduction

de la croissance du produit par la volatilité sera plus accentuée dans les régimes de change fixes si l'ajustement repose principalement sur l'économie réelle lorsque la flexibilité du taux de change est limitée (Levy Yeyati et Sturzenegger, 2003). Cet argument se fonde, par exemple, sur l'idée que le taux de change fixe diminue la capacité d'ajustement de l'économie aux chocs. Cette réduction vient de l'élimination de l'ajustement automatique et continu qu'offrent les variations du taux de change nominal flexible et de la lenteur de l'ajustement par les prix. En outre, la fixité du taux de change peut imposer également des contraintes sur les instruments de politique économique et leur effectivité. Dornbusch et Giovannini (1990) offrent un exposé succinct de ces points. On peut donc s'attendre, d'après ce raisonnement, à ce que, dans les pays à changes fixes, l'impact négatif de la volatilité sur la croissance soit plus accentué que dans les pays à systèmes de change flexibles. Le second argument vient du fait que le régime de change fixe accroît la volatilité, elle-même défavorable à la croissance. C'est maintenant un fait stylisé de la littérature empirique que la volatilité réduit la croissance économique. Comme nous l'avons vu dans le chapitre 2, l'évidence empirique disponible tend également à confirmer un accroissement de la volatilité de la croissance par la fixité du taux de change.

En réalité ces deux arguments partagent essentiellement les mêmes fondements. Trois groupes d'arguments exposés dans le chapitre 2 discutent le rôle stabilisateur du régime de change vis-à-vis de la croissance.

L'ajustement aux chocs qui affectent l'économie constitue le premier mécanisme liant le régime de change aux effets qu'exercent la volatilité sur la croissance. Selon ce mécanisme, un système de change flexible offre une meilleure capacité d'ajustement à la volatilité (*e.g.*, Milton Friedman, 1953; Harry Gordon Johnson, 1969; Chang et Velasco, 2000). De même, une amplification de l'impact négatif de la volatilité par la fixité du taux de change nominal peut provenir d'une asymétrie dans l'ajustement de l'économie aux chocs qui l'affectent (Levy Yeyati et Sturzenegger, 2003). En effet, les prix et les salaires nominaux étant rigides à la baisse, un

choc favorable entraîne une appréciation du taux de change réel quel que soit le système de change. Dans ce cas, l'ajustement se fait essentiellement par les prix. Par contre, une perturbation adverse nécessite une dépréciation réelle de la monnaie qui survient lentement dans les régimes de change fixes. Le taux de change réel reste donc surévalué pendant la période de transition vers sa nouvelle valeur d'équilibre. L'économie réelle assure alors l'essentiel de l'ajustement. Lorsque le taux de change nominal est flexible, sa dépréciation rapide conduit à une dépréciation réelle plus rapide, atténuant ainsi la baisse de la croissance. L'ajustement asymétrique aux perturbations suivant le régime de change signifie que la fixité du taux de change accentue, *ceteris paribus*, la réduction de la croissance par la volatilité, relativement aux systèmes de change flexibles. Empiriquement, Broda et Tille (2003) et Broda (2004) confirment que les régimes de change fixes amplifient l'impact des chocs des termes de l'échange sur la croissance, en particulier celui des chocs défavorables. Edwards et Levy Yeyati (2003) prouvent que cette réponse asymétrique plus marquée de la croissance aux chocs des termes de l'échange dans les régimes de change fixes conduit à une réduction plus forte de la croissance moyenne. De même, Aghion *et al.* (2006) trouvent que les systèmes de change fixes amplifient l'impact négatif de la volatilité des termes de l'échange sur la croissance de la productivité alors que les régimes de change flottants l'annulent pratiquement.

Le second courant d'idées a trait à l'autonomie de la politique monétaire et aux contraintes de crédibilité et de discipline imposées par le régime de change à la politique économique (voir *e.g.*, Aghevli, Khan et Montiel, 1991). Selon ce courant, le système de change flexible permet de conserver une politique monétaire autonome en présence d'une forte mobilité internationale des capitaux (Mundell, 1963; Dornbusch et Giovannini, 1990). Cette autonomie offre ainsi la possibilité de stabilisation de l'économie domestique face aux perturbations et à la volatilité. En revanche, la fixité du taux de change nominal permet aux pays à institutions faibles ou peu crédibles d'importer la crédibilité des autorités monétaires du pays de rattachement. Le pays qui

fixe le cours de sa monnaie importe alors l'inflation faible du pays d'ancrage, ce qui crée un environnement économique favorable à une croissance stable et élevée. Toutefois, en présence d'une forte mobilité internationale du capital, la stabilisation qu'autorise un système de change fixe se fait au prix d'un abandon de l'autonomie de la politique monétaire<sup>101</sup> (voir Aizenman et Glick, 2005). En effet, Shambaugh (2003) établit empiriquement que la politique monétaire des pays à régime de change fixe suit plus étroitement celle du pays d'ancrage en comparaison avec les pays à régime de change flexible.

Selon les défenseurs de ces deux thèses, un système de change flexible conduira à un impact moins élevé de la volatilité sur la croissance puisque les variations du taux de change nominal permettent d'amortir les chocs. Cet effet stabilisateur des taux de change flexibles pourrait être renforcé par des réponses “appropriées” de la politique monétaire.

Le troisième groupe d'arguments revisite les conclusions des deux précédents courants en mettant l'accent sur les effets de bilan. Selon l'importance relative des effets de bilan et de l'impact sur la compétitivité de l'économie domestique que génèrent les fluctuations du taux de change, la hiérarchie traditionnelle des systèmes de change peut être inversée. Dans une économie où les déséquilibres de change et de terme sont élevés, il est probable qu'un système de change flexible induise une volatilité plus forte qui réduit davantage la croissance moyenne. Aizenman et Hausmann (2001) parviennent à la conclusion théorique que, lorsque les firmes sont très dépendantes du crédit bancaire pour financer leurs activités<sup>102</sup>, le régime de change fixe renforce la croissance à travers la réduction des taux d'intérêt réels. En effet, la volatilité génère des variations du taux de change nominal qui en retour accroissent la prime de risque et le coût du financement de l'activité des entreprises. La fixité du taux de change permet de réduire la prime de risque ainsi que le taux d'intérêt conduisant ainsi à une croissance plus élevée pour

---

101 Pour une évaluation empirique de l'hypothèse de discipline budgétaire dans les systèmes extrêmes de change fixes, voir Fatás et Rose (2001). La confirmation empirique des effets de discipline et de crédibilité de la politique monétaire induits par les régimes de change fixes est fournie par Ghosh *et al.* (1995) et Rogoff *et al.* (2004).

102 Le modèle d'Aizenman et Hausmann (2001) s'applique aux économies émergentes.

chaque niveau de volatilité. Mais cet impact positif du taux de change fixe diminue avec l'intégration financière et le développement du système financier. Pour des niveaux élevés de développement financier et d'intégration financière, les systèmes de change flexibles délivrent de meilleures performances de croissance pour chaque niveau de volatilité.

Cependant, Céspedes, Chang et Velasco (2000) concluent que, même en présence d'effets de bilan, la flexibilité du taux de change conduit à une croissance plus stable. Les effets de bilans dus aux variations du taux de change nominal ne remettraient ainsi pas en cause l'atténuation de l'impact négatif de la volatilité sur la croissance par les systèmes de change flexibles.

*Ceteris paribus*, un régime de change flexible conduira à un impact relativement plus faible de la volatilité sur la croissance car il offre une capacité d'ajustement plus grande et plus rapide. Les différences de rapidité de l'ajustement s'expliquent en général par la présence de rigidités nominales dans l'économie. La flexibilité du taux de change favorise alors des réallocations rapides des ressources productives, d'où un impact adverse réduit de la volatilité sur la croissance. L'importance de la dynamique de l'ajustement de court terme dans la détermination des résultats de long terme a été mise en exergue par Easterly *et al.* (2000). Cette dynamique étant liée au régime de change, ce dernier influencera par ce biais l'impact de la volatilité sur la croissance. La flexibilité du taux de change facilitera également les politiques économiques nécessaires pour faire face à la volatilité et atténuer son impact sur la croissance. De surcroît, elle peut permettre un ajustement différencié du taux de change réel dans les différents secteurs de l'économie dont l'exposition à la volatilité peut différer fortement (Imbs, 2002).

Au plan empirique, Ghosh et ses coauteurs (*ibid*) établissent que l'investissement est plus élevé dans les régimes de change fixes tandis que la productivité des facteurs croît plus vite dans les régimes de change flexibles. Mais Aghion *et al.* (2006) montrent que ce bénéfice de productivité de la flexibilité n'est présent que dans les pays dont le développement du système

financier excède un certain seuil. Pour des niveaux de développement financier inférieurs à ce seuil, les variations du taux de change nominal induites par les perturbations réelles et financières réduisent la croissance de la productivité, l'investissement et la croissance économique future. Enfin, si les activités de recherche et développement et les activités directement productives sont complémentaires, comme dans les modèles d'apprentissage par la pratique (*e.g.*, Fatás 2002), le régime de change fixe qui accroît la volatilité peut accentuer son impact défavorable sur la croissance de la productivité et la croissance de long terme du produit. En présence de substituabilité (*e.g.*, Caballero et Hammour, 1991), l'effet contraire est observé<sup>103</sup>.

Mentionnons aussi que la flexibilité du taux de change donne lieu à des épisodes de bulles dans lesquels l'évolution des taux de change nominal et réel est déconnectée des fondamentaux de l'économie. La flexibilité peut ainsi générer une instabilité additionnelle (Dornbusch, 2001) qui peut réduire les bénéfices qu'elle procure en termes d'atténuation de l'impact de croissance négatif de la volatilité.

## **I.2- Effets indirects potentiels du régime de change sur la relation croissance-volatilité**

Nous venons de voir comment la politique de change peut modifier l'impact direct de la volatilité sur la croissance. Nous analysons maintenant l'impact du régime de change sur les effets indirects de la volatilité sur la croissance, des effets qui s'exercent à travers les déterminants de la croissance tels que l'investissement, l'ouverture commerciale ou le développement financier. Ces effets indirects du régime de change peuvent accentuer ou réduire l'impact négatif total de la volatilité sur la croissance. Nous centrerons notre argumentation principalement sur l'investissement pour deux raisons. En premier lieu, la démarche suivie peut s'étendre facilement aux autres déterminants de la croissance. Ensuite, les effets de la volatilité

---

<sup>103</sup>Aghion et Saint-Paul (1993) font une revue des effets des fluctuations de la croissance sur la croissance de long terme. Ils établissent que l'impact des fluctuations de la croissance sur la croissance de long terme dépend de la fréquence des périodes d'expansion et de récession et du coût d'entrée des firmes.



sur l'investissement ont été relativement bien étudiés (voir Bertola et Caballero, 1991; Pindyck et Solimano, 1993; Pindyck, 1991; Aizenman et Marion, 1999; Asteriou et Price, 2005; Leahy et Whited 1996, ainsi que les références de ces auteurs).

Au plan théorique, plusieurs facteurs peuvent expliquer que la volatilité affecte l'investissement, l'incertitude générée par la volatilité restant le mécanisme prépondérant dans la littérature. L'incertitude peut réduire l'investissement du fait de l'irréversibilité de l'investissement (Pindyck et Solimano, 1993; Bertola et Caballero, 1991), de l'aversion au risque ou des imperfections des marchés (Caballero, 1991; Aizenman et Marion, 1999). Dans le modèle de Ramey et Ramey (1991), lorsque les firmes doivent s'engager à l'avance sur leur technologie, l'incertitude liée à la volatilité conduit à une croissance plus faible et un investissement sous-optimal dans les périodes présente et futures. De même, la théorie de la croissance endogène établit que, des chocs, même temporaires, auront des effets durables s'ils affectent la frontière des possibilités de production c'est-à-dire l'accumulation du capital physique et humain (voir Fatas, 2000). Néanmoins, la volatilité peut être favorable à l'investissement (*e.g.* Abel, 1983) et donc à la croissance si la rentabilité de l'investissement est une fonction convexe de l'incertitude ou si la volatilité accroît l'épargne globale par une hausse de l'épargne de précaution. Caballero (1991) précise les conditions dans lesquelles l'incertitude accroît ou réduit l'investissement, soulignant en particulier le rôle crucial des hypothèses de concurrence et de rendements d'échelle<sup>104</sup>. Leahy et Whited (1996) résument l'évidence théorique et empirique disponible sur la relation incertitude-investissement (voir aussi Bourdieu *et al.*, 1999) et évaluent le pouvoir explicatif de différents modèles théoriques.

L'impact de la volatilité sur l'investissement (et les autres déterminants de la croissance)

---

<sup>104</sup>Le modèle de Caballero englobe divers degrés d'asymétrie du coût d'ajustement du capital dont l'existence n'est pas une condition suffisante dans la détermination de l'impact de l'incertitude sur l'investissement sous l'hypothèse de neutralité au risque.

dépend t-il du système de change ? Quelques soient les hypothèses retenues, il est probable que le régime de change influence la dynamique de l'accumulation des facteurs de production et de la productivité en présence de volatilité. En effet, l'actif net des firmes – qui détermine leur capacité à mobiliser des ressources financières externes pour financer leurs activités – dépendant directement des variations du taux de change nominal, le régime de change, par ce biais, modifie l'impact de la volatilité sur l'investissement. Pour analyser ce phénomène, Aghion *et al.* (2006) ont élaboré un modèle d'économie monétaire ouverte dans lequel, l'accès des firmes au crédit dépend de leurs revenus courants du fait d'imperfections des marchés financiers. En présence de rigidité des salaires nominaux, les chocs induisent des fluctuations du taux de change qui à leur tour limitent l'accès au crédit et réduisent l'investissement et la productivité lorsque le système financier est peu développé. Ainsi, pour des niveaux de développement financier faibles, un système de change fixe permet un investissement et une productivité plus élevés, pour chaque niveau de volatilité. Par contre, dans les pays à système financier développé, les contraintes de crédit sont relâchées de sorte que l'investissement et la productivité ne sont pas affectés par les variations du taux de change nominal induites par la volatilité<sup>105</sup>. L'estimation du modèle par les auteurs confirme ces prédictions théoriques.

Aizenman et Marion (1999) trouvent que la volatilité réduit l'investissement privé (voir aussi Ferderer (1993) et Leahy et Whitey (1996) pour les Etats-Unis) et accroît l'investissement public dans les pays en développement. Mais elle n'affecte pas significativement l'investissement total. Comme explications possibles de leurs résultats, Aizenman et Marion avancent que l'accroissement de l'investissement public par la volatilité peut refléter la décision des autorités de compenser la baisse de l'investissement privé quand la volatilité s'accroît. En outre, selon Hnatkovska et Loayza (2003), la mise en œuvre d'une politique budgétaire contracyclique atténue l'impact négatif de la volatilité sur la croissance. Ainsi, la marge de manœuvre que confère le système de change à la mise en œuvre de politiques de

<sup>105</sup>Les biens domestique et étranger sont supposés parfaitement substituables et le pays domestique est petit.

stabilisation déterminera l'impact de la volatilité sur l'investissement total. Or, nous avons vu que la flexibilité du taux de change est plus à même d'offrir une marge de manœuvre relativement plus grande aux politiques macroéconomiques (*e.g.*, Shambaugh, 2003). De ce fait, les systèmes de change flexibles peuvent atténuer l'effet négatif de la volatilité sur l'investissement et la croissance.

Empiriquement, l'investissement apparaît comme un canal relativement important de transmission de la volatilité à la croissance (*e.g.*, Asteriou et Price, 2005) mais il n'explique pas l'essentiel de l'impact de croissance de la volatilité. En effet, Ramey et Ramey (1994) révèlent que l'investissement ne constitue pas le principal canal par lequel la volatilité réduit la croissance. Aizenman et Marion (1999) confirment ce résultat à l'exception de l'investissement privé dans les pays en développement. Toutefois, cette évidence empirique n'exclut pas que le régime de change fixe qui accroît le taux d'investissement (Ghosh *et al.*, 1995) puisse induire une croissance plus élevée, pour une volatilité donnée. Par exemple, Aizenman (1994) montre théoriquement qu'en présence de firmes multinationales, la volatilité induite par les chocs réels ou monétaires conduit à un investissement et un produit plus élevés dans un régime de change fixe que dans un régime flexible. Par ailleurs, Aizenman et Marion (*ibid*) soulignent que tout facteur qui rend les profits volatiles – tel que des politiques rendant les coûts de facteurs ou les prix volatiles – suffit à établir le lien négatif entre la volatilité et l'investissement (privé). Une inflation volatile remplit cette condition si elle se traduit par des profits volatiles et incertains. Nous savons que l'une des régularités empiriques les plus robustes de la littérature est que l'inflation est en moyenne plus faible et moins volatile dans les régimes de change fixes que dans les régimes flexibles (*e.g.*, Ghosh *et al.*, 1995; Bleaney et Fielding, 2002; Rogoff *et al.*, 2003; De Grauwe et Schnabl, 2004; Ghosh *et al.*, 2000); d'où l'implication qu'un lien négatif entre la volatilité et l'investissement a plus de chance d'être accentué dans les régimes flexibles que dans les systèmes de change fixes. Cette prédiction tient également si les fluctuations du taux de

change nominal rendent les profits volatiles et incertains<sup>106</sup> (voir Aghevli, Khan et Montiel, 1991). Et Aghion *et al.* (2006) montrent que cet impact négatif décroît avec le développement du système financier domestique.

Enfin, Caballero et Hammour (1991) modélisent l'évolution du capital et du travail dans un cadre théorique où le processus de création destructrice et la présence d'un coût croissant d'ajustement rapide du capital assurent l'existence d'un stock de capital d'âge (et donc de qualité) hétérogène. Dans ce modèle, la destruction d'emplois et le déclassement d'unités de production obsolètes sont amplifiés par les fluctuations du produit. Ces phénomènes sont plus prononcés en période de ralentissement économique, ce qui implique que les récessions sont des périodes de “nettoyage” d'activités ou unités de production obsolètes ou peu productives. Nous pouvons étendre ce raisonnement en observant que tout facteur qui réduit le coût d'ajustement rapide du capital par création de nouvelles unités de production agit favorablement sur l'investissement, la productivité et la croissance futures. Par exemple, des taux d'intérêt bas et peu volatiles réduisent ce coût et peuvent ainsi être perçus comme un argument en faveur de l'adoption d'un système de change fixe. Si les entreprises produisent des biens échangeables, le taux de change réel devient important dans leurs décisions d'investissement puisqu'il affecte leur compétitivité. Un taux de change réel très volatile induit une forte volatilité et une incertitude accrue sur le rendement de l'investissement<sup>107</sup>, ce qui joue contre les régimes de change flexibles. Mais, si le taux de change réel s'ajuste rapidement aux changements des conditions économiques, l'investissement sera moins affecté. Cela confère un avantage à la flexibilité du taux de change nominal. Au total, l'impact théorique du régime de change sur la relation volatilité-investissement est indéterminé mais vraisemblablement non nul.

---

106 Voir Dixit (1992) pour un exemple où les variations du taux de change affectent le profit des entreprises exportatrices, accroissent substantiellement le seuil de rentabilité requis pour investir et allongent le temps d'attente avant d'investir.

107 Faini et de Melo (1990) établissent que la variabilité du taux de change réel – qui mesure l'instabilité macroéconomique – a réduit l'investissement dans les pays en développement.

La politique de change pourrait aussi influencer l'évolution des autres déterminants de la croissance en réponse à la volatilité. Considérons en guise d'illustration, le rôle de la politique de change face à la volatilité et notamment ses formes extrêmes qui se manifestent sous forme de sévères récessions. Cette situation peut déclencher des sorties massives de capitaux qui exercent à leur tour de fortes pressions sur la défense de la parité de change et la conduite de la politique monétaire. Si les autorités décident de défendre la parité fixe de la monnaie domestique par une politique monétaire restrictive, le coût de la volatilité risque d'augmenter et donc le taux de croissance peut être amputé davantage et la crise de change et financière précipitée (Lahiri et Végh, 2007; Frankel et Wei, 2004). Les mêmes risques subsistent si les autorités choisissent de laisser le taux de change se déprécier (voir Calvo et Mendoza, 1996; Eichengreen et Rose, 2001; Rogoff *et al.*, 2003). Les dépréciations de l'actif net des entreprises, l'alourdissement de la dette et le renchérissement du coût des intrants et des produits importés tendent à réduire l'investissement, la production et la croissance (voir Calvo *et al.*, 2003). Pendant une période transitoire, les flux commerciaux peuvent se contracter, les effets adverses sur les importations et les exportations (voir Dixit, 1992) excédant probablement l'impact favorable d'une dépréciation du taux de change réel. Les faiblesses du système financier et des politiques financières domestiques interagissent avec la politique de change pour réduire ainsi l'effet bénéfique du système financier en présence de volatilité. C'est l'expérience des pays d'Asie de l'Est ou encore du Mexique en 1994-1995 relatée par Calvo et Mendoza (1996). Il est important toutefois de signaler que, dans d'autres contextes, la conclusion contraire peut prévaloir. En effet, l'adoption d'un système de change fixe tel qu'une union monétaire, une caisse d'émission ou une dollarisation peut renforcer et approfondir le système financier et l'intégration financière d'un pays (Dornbusch, 2001); ce qui, en retour, accroît la capacité du système financier et de l'économie à atténuer les effets défavorables de la volatilité (Hausmann *et al.*, 1999).

Enfin, le commerce international expose les entreprises domestiques à la concurrence

étrangère et leur permet d'améliorer leur compétitivité. Cela accroît leur capacité à faire face ou à gérer des fluctuations du taux de croissance. Puisque la flexibilité du taux de change nominal favorise l'ajustement rapide du taux de change réel à la volatilité, elle renforce les gains de l'ouverture commerciale (Aghveli, Khan et Montiel, 1991). Cependant, la fixité du taux de change peut aussi favoriser le commerce par la réduction de l'incertitude sur la parité de change et la diminution des coûts de transactions (voir Frankel et Rose, 2002; Dubas *et al.*, 2005; Baldwin et Di Nino, 2006; Frankel, 2003). Au niveau empirique, l'effet du régime de change sur la relation entre la volatilité et l'ouverture commerciale est indéterminé comme l'est d'ailleurs cette dernière (voir par exemple, Cavallo, 2007; Ahn et Kim, 2006; Combes *et al.*, 2000; Lensik, Bo et Sterken, 1999; Aizenman, 1994).

Au final, la théorie ne permet pas d'établir sans ambiguïté si et comment le système de change affecte les mécanismes de transmission de la volatilité à la croissance et à ses déterminants.

## ***II- Brève revue de l'évidence empirique disponible***

Avant de procéder à l'analyse économétrique, un rappel de l'évidence empirique disponible s'impose. La littérature traitant des effets de la politique de change sur la croissance ou sur la volatilité est vaste et croît rapidement. Il est impossible de la résumer de manière exhaustive dans ce chapitre dont ce n'est pas l'objectif<sup>108</sup>. Par conséquent, nous rappellerons quelques résultats empiriques sur les liens entre le régime de change et la croissance. Le principal point qui sera mis en lumière est le caractère divergent et parfois conflictuel de l'évidence empirique disponible. Nous résumerons aussi l'évidence empirique sur les relations

---

<sup>108</sup>Rogoff *et al.* (2004), Levy Yeyati (2005) et Larrain et Parro (2005) – en plus des travaux cités dans ce chapitre – proposent d'excellentes revues de la littérature théorique et empirique sur les relations entre la politique de change et les performances économiques. Tous ces auteurs soulignent l'ambiguïté des ces relations. Pour une revue de la littérature traitant des pays émergents, voir Frankel (2003).

entre la croissance et sa volatilité. Ces rappels serviront à bâtir la suite de notre travail.

## II.1 - Régimes de change et performances de croissance économique

L'analyse de l'impact du système de change sur la croissance ne délivre pas des conclusions consensuelles, aussi bien au niveau théorique qu'empirique. Les études sont réalisées à partir de mesures des systèmes de change, d'échantillons de pays, de périodes de temps, de variables de contrôle, de techniques économétriques, *etc.* qui diffèrent généralement entre auteurs. Par conséquent, les différences de résultats auxquelles elles conduisent ne sont pas toujours surprenantes. Pour illustrer ce manque de consensus, nous rappelons quelques principaux résultats empiriques de la littérature.

Certaines études concluent que la fixité du taux de change nominal réduit la croissance et la rend plus volatile. En effet, à l'aide de leur classification *de facto* des régimes de change élaborée en 2002, Levy Yeyati et Sturzenegger (2003) trouvent que la croissance est relativement plus faible dans les pays en développement à systèmes de changes fixes et intermédiaires. Mais, en corrigeant l'endogénéité du choix du système de change, les régimes intermédiaires n'exercent plus d'effet statistiquement différent de celui des régimes flexibles. Aucune différence significative de croissance n'existe dans les pays industrialisés dans lesquels la flexibilité accroît néanmoins la volatilité de la croissance. Utilisant la même classification *de facto* des systèmes de change, Edwards et Levy Yeyati (2003) mettent en lumière que la fixité du taux de change amplifie l'impact négatif des chocs des termes de l'échange sur la croissance résultant en une croissance plus faible. Enfin, les estimations économétriques de Larrain et Parro<sup>109</sup> (2005) classent les performances de croissance des pays par ordre décroissant allant des systèmes

---

<sup>109</sup>Larrain et Parro utilisent aussi la base des régimes de change de Levy Yeyati et Sturzenegger (2005). Mais, leurs résultats économétriques sont d'une significativité statistique très surprenante car tous les coefficients estimés sont significatifs au seuil de 1%.

flexibles suivis des *hard pegs* puis des régimes intermédiaires de change. La volatilité croit des régimes de change flexibles vers les régimes intermédiaires et les *hard pegs*.

D'autres travaux, par contre, révèlent que le régime de change n'affecte pas significativement la croissance. Ghosh et ses coauteurs (1995) affinent et modifient la classification officielle des régimes de change pour évaluer les liens entre la politique de change et la croissance. Ils ne parviennent à isoler aucun impact systématique, substantiel et robuste du régime de change sur le taux de croissance moyen du PIB réel, ce dernier étant rendu plus stable par la flexibilité du taux de change. Balliu *et al.* (2002) corroborent la neutralité de la politique de change vis-à-vis de la croissance, à condition qu'il existe un ancrage nominal pour la conduite de la politique monétaire. L'absence d'un tel ancrage freine la croissance dans les pays opérant un système de change intermédiaire ou flexible.

Enfin, il existe une évidence empirique en faveur d'une supériorité des systèmes de change fixes en termes de croissance du PIB réel. Dubas *et al.* (2005) développent une classification "effective" *de facto*<sup>110</sup> des régimes de change; puis ils estiment les effets de ces systèmes de change *de facto* ainsi que les effets des écarts entre ces politiques de fait et celles annoncées par les pays sur la croissance économique. Selon leurs résultats, les pays en développement qui ont des régimes de fixité *de facto* du taux de change croissent relativement plus vite. Et, ceux marqués par "la peur du flottement" – flottement *de jure* mais fixité *de facto* – ou qui annoncent et mettent en œuvre un régime fixe ont des performances relativement meilleures que les autres catégories (flexible *de jure* - flexible *de facto* et, fixe *de jure* - flexible *de facto*), ces dernières n'étant pas statistiquement distinctes<sup>111</sup>. Les mêmes conclusions prévalent dans l'échantillon total concernant la "peur du flottement". En revanche, dans les pays industrialisés, la croissance est déconnectée du système de change bien qu'elle soit plus élevée dans les systèmes fixes et intermédiaires puisque l'impact estimé n'est pas significatif. En outre,

---

110Les principales classifications des systèmes de change sont décrites dans notre chapitre 1.

111La catégorie flexible *de jure* - flexible *de facto* est exclue des régressions.



aucun effet significatif de croissance n'est causé par des écarts entre déclarations et pratiques de change dans ces pays. L'impact favorable de la fixité du taux de change sur la croissance est confirmé par De Grauwe et Schnabl (2004) qui classent les régimes de change des pays d'Europe Centrale et de l'Est par la méthode des z-scores. Lorsque ces auteurs utilisent la classification officielle des systèmes de change, la neutralité de la politique de change à l'égard de la croissance réapparaît.

En résumé, il n'émerge pas de conclusions consensuelles sur l'impact du régime de change sur la croissance du PIB. Rogoff *et al.* (2004) affirment que l'attractivité de la flexibilité du taux de change croît avec le niveau de développement financier, économique et institutionnel des pays et leur intégration à la finance mondiale. Dans les pays en développement, la fixité délivre une inflation relativement faible et stable sans pénaliser la croissance, c'est à dire sans significativement la réduire en moyenne ni la rendre plus volatile. Le régime de change apparaît donc neutre vis-à-vis de la croissance dans ce groupe de pays. En revanche, dans les pays industrialisés, la croissance s'améliore avec la flexibilité du taux de change nominal sans un surcôt d'inflation. Dans les pays émergents – qui sont assez bien intégrés à la finance mondiale et présentent des faiblesses institutionnelles – la rigidité du taux de change est coûteuse car elle induit une moindre croissance tout en exposant ces pays à des crises de change et à des attaques spéculatives. De même, la flexibilité du taux de change y génère une forte volatilité comme dans les pays industrialisés. Mais, quand Rogoff *et al.* (2004) regroupent tous les pays dans un échantillon unique, le système de change devient neutre vis-à-vis de la croissance et sa volatilité. Husain *et al.* (2004) mènent une analyse similaire à celle de Rogoff *et al.* (2004) et confirment les principales conclusions de ces derniers, à l'exception des pays émergents et industrialisés dans lesquels le système de change n'induit aucune différence significative et robuste d'inflation ou de croissance.

## II.2 - Volatilité et croissance

Cette section vise à cerner les principales régularités empiriques des liens entre la croissance et sa volatilité afin de dégager un ensemble de variables de contrôle pour notre analyse économétrique. Des études macroéconomiques qui existent, il ressort largement que la volatilité diminue le taux moyen de croissance du produit. L'impact négatif de la volatilité apparaît significatif aussi bien au plan statistique qu'économique. Le travail précurseur de Ramey et Ramey (1994) a révélé que la volatilité réduit la croissance, quelque soit le niveau de développement des pays considérés. Ces auteurs montrent que cette relation négative est robuste à l'introduction d'effets spécifiques individuels et temporels et à l'ajout d'autres variables de contrôle et qu'elle ne masque pas une causalité inverse. Selon Ramey et Ramey, l'impact global négatif de la volatilité reflète un effet négatif de la partie "imprévisible" de la volatilité ou incertitude qui domine l'effet favorable de la partie "prévisible" de la volatilité. A la suite de Ramey et Ramey (1994), d'autres économistes ont affiné l'analyse des relations entre la croissance et la volatilité et ont évalué les mécanismes par lesquels la volatilité affecte la croissance<sup>112</sup>. Appliquant à l'Amérique Latine une "approche par épisodes" – qui distingue les épisodes de croissance forte des épisodes de croissance faible – Sahay et Goyal (2006) confirment que la croissance est faible lorsqu'elle est plus volatile. Hnatkovska et Loayza (2003) établissent que dans les pays à développement financier intermédiaire<sup>113</sup>, à institutions ou à développement économique faibles, la croissance est plus sensible à la volatilité. L'ouverture commerciale n'exerce aucune influence sur la relation croissance-volatilité. Les auteurs prouvent aussi la présence d'un biais d'endogénéité de la volatilité qui atténue l'effet estimé de celle-ci. Nonobstant ce biais, Hnatkovska et Loayza abondent dans le même sens que Ramey et Ramey (1994) quant à la causalité de la relation. Une autre validation de la relation négative entre la

---

112Pour une revue de la recherche empirique sur les liens entre la croissance et la volatilité, voir par exemple Kose *et al.* (2005a), ou Guillaumont (2006).

113Ce groupe est composé essentiellement des pays émergents.

croissance et sa volatilité ainsi que l'amplification de cette relation par la faiblesse du développement économique ou financier est fournie par Fatás (2002). Aghion *et al.* (2005) affirment que, lorsque les firmes sont soumises à des contraintes de crédit, l'investissement devient procyclique. De ce fait, la volatilité réduit davantage la croissance dans les pays à faible développement financier. Dans Kroft et Lloyd-Ellis (2002), la croissance est négativement affectée par la volatilité induite par l'alternance entre phases de récession et phases d'expansion (volatilité inter-cycles) et positivement par la volatilité à l'intérieur d'une phase d'expansion ou de récession (volatilité intra-cycle). Afin de quantifier les mécanismes par lesquels la volatilité impacte la croissance, Martin et Rogers (2000) ont développé un modèle dans lequel la volatilité réduit la croissance à travers l'accumulation de capital humain lorsque l'apprentissage par la pratique constitue la principale source de croissance.<sup>114</sup> L'estimation du modèle révèle un impact négatif de la volatilité sur la croissance dans les pays industrialisés et dans un échantillon de régions européennes. Aucun impact significatif n'est identifié dans les pays en développement où, selon les auteurs, l'apprentissage par la pratique jouerait un rôle marginal dans la croissance. À l'instar de Ramey et Ramey (1994), Martin et Rogers trouvent que l'investissement n'est pas le principal canal par lequel la volatilité réduit la croissance. Dans une logique similaire à Martin et Rogers, Fatás (2000) élabore un modèle de croissance endogène dans lequel les chocs de demande agrégée affectent la rentabilité des activités de recherche et d'innovation. Il montre que la volatilité réduit la croissance car les chocs exercent un effet permanent sur la productivité et la croissance. Imbs (2002) a évalué l'effet du niveau d'agrégation des données sur le signe du lien croissance-volatilité. Il trouve qu'au niveau sectoriel, la volatilité est bénéfique à la croissance tandis qu'au niveau national, elle la réduit. Enfin, Kose *et al.* (2005a) révèlent que l'impact défavorable de la volatilité sur la croissance mis en évidence par Ramey et Ramey (1994) subsiste dans le temps notamment dans les années 1990 et qu'il est significativement atténué par

---

114 Agénor (2001) présente plus de raisons pouvant justifier des effets asymétriques de la volatilité sur l'accumulation de capital humain.

l'intégration commerciale, contrairement à Hnatkovska et Loayza (2003). L'intégration financière procure un bénéfice similaire, quoique moins robuste. Un lien négatif émerge aussi du travail de Kose et ses coauteurs entre la volatilité et la croissance dans les pays en développement. Ce lien devient positif dans le groupe de pays industrialisés. Les auteurs élargissent leurs investigations dans Kose *et al.* (2005b) pour traiter du cas des pays d'Afrique Sub-Saharienne et évaluer l'importance relative des composantes du produit sur les effets de la volatilité sur la croissance.

### **III- Analyse économétrique**

Nous détaillons à présent les deux stratégies économétriques qui seront appliquées pour répondre aux questions posées dans ce chapitre. Nous exposons d'abord la technique des régressions quantiles dont l'utilisation nous permettra de savoir si les effets du système de change et de la volatilité sont hétérogènes suivant le niveau même du taux de croissance économique. À la suite de cette première section, nous décrirons la méthodologie économétrique retenue pour évaluer l'impact du régime de change sur l'impact direct et les effets indirects de la volatilité sur la croissance.

#### **III.1 - Méthode de quantiles**

La formalisation de la technique de régression quantiles est due à Koenker et Basset (1978). Les développements théoriques et pratiques de cette technique sont présentés par Koenker et Hallock (2000) et Buchinsky (1995 et 1998a). Des applications des régressions quantiles peuvent être trouvées dans Barnes et Hughes (2002), Buchinsky (1994, 1998a et 1998b), Chernozhukov et Hansen (2004), Abadie, Angrist et Imbens (2002), Lee (2004), Angrist *et al.* (2006), et Zietz *et al.* (2007).

### **III.1.1- Description des régressions quantiles**

#### **III.1.1.1- Avantages et limites**

L'un des principaux avantages des régressions quantiles est leur robustesse aux observations extrêmes de la variable dépendante (Buchinsky, 1998a; Koenker et Bassett, 1978). En particulier, l'estimateur des régressions quantiles n'est pas modifié par les observations se trouvant dans les quantiles extrêmes. Si l'objet de l'analyse est de savoir comment la variable dépendante varie en moyenne avec les valeurs des variables explicatives, alors les techniques basées sur l'espérance mathématique sont appropriées (Arellano, 2003). En fait, la méthode des moindres carrés décrit les variations de la moyenne de la variable dépendante conditionnelles à un ensemble de variables explicatives. Cette relation est "perturbée" par un terme d'erreurs aléatoires dont la distribution est indépendante des variables explicatives. La technique des quantiles permet de relâcher cette hypothèse et de rechercher une hétérogénéité dans les effets des variables explicatives sur la distribution entière de la variable dépendante. En effet, elle permet d'estimer les réponses par quantiles de la variable dépendante conditionnelles à l'ensemble des variables explicatives (Chernozhukov and Hansen, 2004). En outre, elle est plus efficace que les estimateurs des moindres carrés en présence d'écarts aléatoires non normaux (Buchinsky, 1998a). Cette technique permet donc de vérifier si les effets des variables explicatives sur la variables dépendante diffèrent entre les quantiles de cette dernière.

Dans ce chapitre, l'utilisation de la méthode des quantiles permettra de savoir si les effets des déterminants de la croissance – en particulier la politique de change et la volatilité – sont homogènes ou différents suivant les quantiles de croissance. Cette démarche offre des perspectives intéressantes. Dans les pays à croissance faible ou forte, elle permet d'éclairer le rôle de la politique de change comme obstacle ou facteur de croissance. Elle permet donc de savoir si, et dans quels quantiles, la politique de change est neutre vis-à-vis de la croissance. Il

est particulièrement intéressant d'évaluer l'impact du régime de change dans les pays à croissance faible où le choix du régime de change peut sembler plus important en rapport avec les performances économiques. Par ailleurs, l'hypothèse selon laquelle la volatilité serait favorable à la croissance peut également être testée afin de vérifier si les pays à forte croissance optent pour des projets à rentabilité et risques plus élevés. De surcroît, la technique des régressions quantiles permet de savoir si les effets moyens estimés par la méthode des moindres carrés masquent des disparités de ces effets au niveau des différents quantiles de croissance.

### III.1.1.2- Le modèle de base

Notre formulation suit étroitement celle de Buchinsky (1998a). Soient  $Y_i$  une variable dépendante et  $X_i$  un vecteur de variables explicatives, tirées d'une population donnée.

Le modèle de régression quantiles peut s'écrire :

$$Y_i = X_i' \beta_\theta + \mu_\theta, \quad Q_\theta(Y_i | X_i) = X_i' \beta_\theta \quad (1)$$

Ce qui implique la restriction de quantile :

$$Q_\theta(\mu_\theta | X_i) = 0.$$

$Q_\theta(Y_i | X_i)$  est le quantile conditionnel d'ordre  $\theta$  de  $Y_i$ , conditionnel à  $X_i$  et,  $0 < \theta < 1$ .

L'estimateur  $\hat{\beta}_\theta$  de  $\beta_\theta$  est obtenu comme solution du problème de minimisation suivant:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: Y_i \geq X_i' \beta} \theta |Y_i - X_i' \beta| + \sum_{i: Y_i < X_i' \beta} (1-\theta) |Y_i - X_i' \beta| \right\} = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(\mu_{\theta i}), \quad (2)$$

avec  $\rho_\theta(\lambda) = (\theta - I(\theta < 0)) \lambda$  et  $I(\cdot)$  est une fonction indicatrice.

Une autre formulation de l'équation (2) est donnée par :

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\theta - 1/2 + 1/2 \text{sign}(Y_i - X_i' b)) (Y_i - X_i' b) \quad (3)$$

Les conditions de premier ordre impliquent que :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\theta - 1/2 + 1/2 \text{sign}(Y_i - X_i' \hat{\beta})) X_i = 0 \quad (4)$$

Les propriétés de l'estimateur des régressions quantiles (consistance, normalité asymptotique, équivariance, *etc.*) sont dérivées par Koenker et Bassett (1978)<sup>115</sup>, Buckinsky (1998a), Newey et Powell (1990), et Koenker et Xiao (2002), entre autres. Certaines de ces propriétés sont rappelées en annexe.

### III.1.1.3- Endogénéité

Lorsque des variables explicatives sont endogènes, l'estimateur des régressions quantiles que nous venons de présenter est biaisé (voir Chernozhukov and Hansen, 2004). Il doit être modifié pour corriger cette endogénéité<sup>116</sup>.

Plus précisément, considérons le modèle :

$$\begin{aligned} Y &= X_{ex} \beta_{\theta} + X_{en} \gamma_{\theta} + U, \\ X_{en} &= \alpha_{\tau} + Z \pi_{\tau} + V \end{aligned} \quad (5)$$

Les indices individuels  $i$  et temporels  $t$  ont été supprimés par souci de simplicité dans la présentation.  $X_{ex}$ ,  $X_{en}$  désignent respectivement le vecteur de variables explicatives exogènes et endogènes.  $Z$  est un vecteur d'instruments ayant une dimension au moins égale à celle de  $X_{en}$  et satisfaisant la condition  $E[V|Z] = 0$ .  $U$  et  $V$  sont des termes d'erreurs et  $\theta$  et  $\tau$  désignent des quantiles.  $\beta_{\theta}$ ,  $\gamma_{\theta}$ ,  $\alpha_{\tau}$  et  $\pi_{\tau}$  sont des paramètres à estimer.

L'endogénéité dans le modèle de régressions quantiles (5) peut être corrigée par trois méthodes (Lee, 2004). La méthode des variables instrumentales est développée par Amemiya

115Voir aussi Wooldridge (2007) pour une présentation schématique de certaines considérations pratiques de l'estimation des régressions quantiles.

116Dans certains cas, il est possible de traiter l'endogénéité en utilisant les valeurs initiales des variables explicatives endogènes.

(1982) pour les estimateur LAD (*least absolute deviations*) et par Chernozhukov et Hansen (2004) pour le cas général des régressions quantiles. Les équations sont estimées par régressions quantiles dans la première et la seconde étapes. Cette version est adaptée aux modèles de données censurées par Hong et Tamer (2003). La seconde méthode de correction de l'endogénéité, celle de la valeur prédite, consiste à remplacer dans la régression principale (celle de Y) les variables explicatives endogènes ( $X_{en}$ ) par leurs valeurs prédites, obtenues dans une première étape. Dans les deux étapes, les régressions sont estimées par la méthodologie de bootstrap. L'approche des modèles de régression structurels constitue la troisième possibilité d'estimer le modèle (5). L'endogénéité est corrigée par l'addition du résidu estimé de l'équation de première étape ( $\hat{V}$ ) dans l'équation de seconde étape, en plus des variables explicatives endogènes ( $X_{en}$ ). Toutes les équations sont estimées par bootstrap. En réalité, cette démarche appartient à la famille dénommée *control function approach* qui traite l'endogénéité par l'addition des résidus de la forme réduite des variables explicatives endogènes ( $X_{en}$ ) dans l'équation structurelle comme variables explicatives additionnelles (Blundell et Powell, 2004). Les hypothèses d'identification nécessaires à l'application de cette technique sont discutées par Blundell et Powell, (2001, 2004 et 2007). Lee (2004) développe une version semi-paramétrique de cette approche.

Dans la pratique<sup>117</sup>, l'application de ces trois approches n'impose pas de choisir des quantiles identiques aux différentes étapes d'estimation. Par exemple, Chernozhukov et Hansen (2004) suggèrent de conserver des quantiles identiques<sup>118</sup> alors que Lee (2004) utilise des quantiles différents dans la première et la seconde étapes.

---

117Honoré et Hu (2004) comparent les performances de certains estimateurs robustes des variables instrumentales, y compris celui de régression quantiles.

118Pour une application, voir Zietz al., 2007.



### **III.1.2 - Méthodologie d'estimation, résultats et interprétation**

#### **III.1.2.1- Méthodologie d'estimation : régressions quantiles**

Nous adopterons l'approche de la valeur prédite car elle est plus flexible et facilement utilisable lorsque certaines des variables explicatives endogènes ne sont continues. Dans ce cas, il est possible d'utiliser les moindres carrés ordinaires dans la première étape (Amemiya, 1985). Etant donné que l'objectif est d'estimer l'équation structurelle, nous utiliserons un modèle de probabilité linéaire estimé par les moindres carrés ordinaires dans la première étape. Selon Heckman (1977), il n'est pas nécessaire d'obtenir des estimations consistantes des paramètres de l'équation réduite pour estimer de façon consistante l'équation structurelle. Autrement dit, l'estimation par la technique des variables instrumentales ne nécessite pas l'utilisation d'un modèle probit dans la première étape.

Notre méthodologie économétrique procède ainsi qu'il suit :

- dans la première étape, estimer par bootstrap la prédite de la variable explicative endogène à partir du vecteur d'instruments, y compris les variables explicatives exogènes du modèle structurel ;
- ensuite, estimer par bootstrap les équations de la seconde étape par la méthode habituelle des quantiles en remplaçant les variables endogènes par leurs valeurs prédites dans la première étape.

L'estimation par bootstrap dans les deux étapes permet d'obtenir des écart-types robustes et par conséquent une inférence valide (voir Hahn, 1995). En outre, nous suivons Buchinsky (1995 et 1998a) qui préconise d'estimer la matrice de variance-covariance par la méthode de “design bootstrap matrix”<sup>119</sup>.

---

<sup>119</sup>C'est l'option par défaut dans Stata ® 9.

A ce stade, il est important de rappeler que nous appliquons dans ce chapitre la méthode des régressions quantiles qui a été développée pour estimer des relations en coupes transversales. Cette démarche a été déjà utilisée par Koenker et Machado (1999) pour évaluer l'hypothèse de convergence dans un échantillon de plus de quatre vingt pays observés sur les périodes 1965-1975 et 1975-1985. L'adaptation de la méthode des quantiles aux données de panel reste encore embryonnaire. Koenker (2004) propose un estimateur de régressions quantiles pour des données de panels avec effets fixes, mais il met particulièrement en garde contre l'utilisation de sa procédure d'estimation<sup>120</sup>. Nous introduirons dans nos régressions des variables muettes temporelles pour isoler l'influence de facteurs globaux se produisant durant chaque période considérée. L'ajout de variables muettes régionales ou de niveau de développement visent aussi à contrôler l'impact des facteurs spécifiques à ces regroupements de pays. Avec ces précautions en mémoire, nous procédons à l'estimation et à l'interprétation de nos résultats économétriques. La robustesse de ces résultats pourra être vérifiée une fois qu'on disposera d'estimateurs de régressions quantiles mieux élaborés pour les données de panels.

### III.1.2.2 – Spécification du modèle estimé et choix des variables

Le modèle que nous estimons est :

$$\begin{aligned} g_Y &= \beta_\theta^0 + \beta_\theta^1 ERR + \beta_\theta^2 \sigma_g + \beta_\theta^k X_k + \varepsilon_\theta \\ X_{en} &= \alpha_0 + \alpha Z + \mu \end{aligned} \quad (6)$$

$g_Y$  désigne la croissance du PIB réel par tête.  $ERR$  et  $\sigma_g$  mesurent respectivement le régime de change et la volatilité de la croissance.  $\beta_\theta^0$ ,  $\beta_\theta^1$ ,  $\beta_\theta^2$ ,  $\beta_\theta^k$ ,  $\alpha_0$ , et  $\alpha$  sont des paramètres à estimer.  $X_k$  est l'ensemble des autres variables de contrôle, exogènes ou endogènes.  $X_{en}$  désigne les variables explicatives qui sont endogènes, à savoir, les variables de régime de change, de volatilité, de développement financier, d'investissement et d'ouverture commerciale. Le vecteur

<sup>120</sup>Voir le site électronique de l'auteur à l'adresse <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/panel/long.html>.

des instruments  $Z$  contient les variables explicatives exogènes du modèle en plus d'instruments extérieurs au modèle estimé.  $\varepsilon_{\theta}$  et  $\mu$  sont des termes d'erreurs aléatoires.

Les équations de première étape, celles qui lient les variables explicatives endogènes aux instruments, sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires<sup>121</sup>.

### ➤ **Choix des variables explicatives de la croissance**

Les variables retenues comme déterminants de la croissance sont celles couramment utilisées dans la littérature empirique de la croissance<sup>122</sup>, notamment dans Levine et Renelt (1992), Mankiw, Romer et Weil (1992), Levine et Zervos (1993) et Barro et Sala-i-Martin (1995). Levine et Renelt, et Levine et Zervos évaluent la robustesse des liens entre la croissance et un grand nombre de variables de politique économique par l'analyse des bornes extrêmes (*Extreme Bound Analysis*). Selon cette méthode, une variable est considérée comme un déterminant "robuste" de la croissance si la significativité statistique et le signe attendu de son coefficient estimé "survivent" à des modifications de l'ensemble des variables de contrôle. Ces auteurs parviennent à la conclusion que les variables de politique (budgétaire, monétaire, commerciale, *etc.*) ne sont pas corrélées à la croissance d'une façon robuste. Sala-i-Martin (1997) suit une méthodologie différente de l'analyse des bornes extrêmes qu'il juge très restrictive et quelque peu inappropriée à l'examen de la robustesse des déterminants de la croissance. Il propose de tester la robustesse en considérant la totalité de la distribution des coefficients à estimer plutôt que les bornes extrêmes. Ses conclusions quant à la robustesse des variables explicatives de la croissance diffèrent substantiellement de celles de Levine et Renelt et de Levine et Zervos, en ce sens que des variables qui ne sont pas robustes selon ces derniers

---

121La liste complète des instruments est donnée en annexe.

122La liste des déterminants potentiels de la croissance est très longue (voir *e.g.* Sala-i-Martin, 1997). Pour une lecture critique des analyses de croissance en coupes transversales, se référer à Levine et Zervos (1993) qui trouvent une corrélation robuste entre le développement financier et la croissance. Temple (1999) discute plusieurs problèmes de définition et de mesure du PIB et de sa croissance ainsi que les techniques économétriques utilisées dans les études de croissance. Il aborde aussi diverses questions méthodologiques.

auteurs le deviennent dans l'analyse de Sala-i-Martin.

Les principales variables explicatives que nous avons choisies comprennent :

- *le PIB par tête initial ( $Y_0$ )* : il est destiné à capter l'effet de convergence conditionnelle qui prédit que, toutes choses égales, les pays qui ont un PIB réel par tête initialement faible tendront à croître relativement plus vite. Barro et Sala-i-Martin (1995) postulent que, plus le PIB réel par tête initial d'un pays est élevé, plus son stock initial de capital physique *per capita* est élevé pour un stock de capital humain donné. Le rendement factoriel du capital étant décroissant, il s'ensuit que le PIB réel par tête initial est négativement lié à la croissance du produit (voir aussi Levine et Renelt, 1992; Hnatkovska et Loayza, 2003; Levine et Ross, 1993).
- *Le développement financier (FD)* : il est représenté par le crédit bancaire au secteur privé rapporté au PIB. Plus le système financier est développé, plus la croissance est élevée. Le développement du système financier est bénéfique à la croissance car il favorise une meilleure allocation des ressources productives, la réduction des contraintes de crédit auxquelles font face les entreprises (Aghion *et al.*, 2005), une meilleure gestion des risques, le financement des perturbations transitoires (Dornbusch, 2001), *etc.* (voir Levine, 2004). La littérature empirique tend à corroborer l'impact favorable du développement financier sur la croissance (voir Hnatkovska et Loayza, 2003; Levine et Ross, 1993; Levine, Loayza et Beck, 2000; Levine, 2004).
- *L'ouverture commerciale (Ouv)* : nous la mesurons par le ratio au PIB de la somme des exportations et des importations, suivant ainsi des auteurs tels que Rogoff *et al.* (2004), Aizenman et Marion, (1999), Hnatkovska et Loayza (2003); Larrain et Parro (2005) et Kose *et al.* (2005a). L'ouverture commerciale peut être favorable ou défavorable à la croissance

selon que l'effet négatif de l'ouverture dû à des facteurs géographiques ou structurelles domine l'impact positif potentiel de l'ouverture commerciale venant d'une politique commerciale favorable<sup>123</sup>. Nous introduisons la variable d'ouverture commerciale pour contrôler tous ses effets possibles sur la croissance. En effet, pour répondre aux questions posées dans ce chapitre, il est nécessaire de prendre en compte tous ces effets, indépendamment de leur nature ou de leurs causes. L'exclusion d'une partie quelconque de l'ouverture commerciale a l'inconvénient de créer un biais de variable omise qui entache l'estimation de tous les paramètres de l'équation de croissance. Par ailleurs, si le but est d'isoler l'impact d'une ouverture commerciale due à des facteurs géographiques ou structurels, une solution simple consisterait à introduire ces facteurs structurels comme variables explicatives de la croissance. De plus, rien ne garantit théoriquement que la disponibilité des instruments de politique commerciale, leurs choix et l'effectivité des politiques commerciales soient indépendants des caractéristiques structurelles de chaque pays.

- *L'investissement (I)* : représenté par la formation brute de capital fixe rapporté au PIB, il permet de produire plus dans le futur. Donc, un investissement élevé s'accompagne d'une croissance plus forte (e.g., Levine et Renelt, 1992; Barro, 2001).
- *Le capital humain initial : ceteris paribus*, le stock de capital humain, approximé par le taux de scolarisation secondaire (*SEC*) en début de période, agit favorablement sur la croissance en offrant par exemple des possibilités plus grandes de diffusion des nouvelles technologies. Le capital humain peut également être appréhendé comme un facteur de production au même titre que le capital physique (Barro, 2001). L'utilisation du taux de scolarisation secondaire comme mesure du capital humain présente certaines faiblesses. En effet, le capital humain

---

<sup>123</sup> Temple (1999) expose les conditions dans lesquelles une politique d'ouverture commerciale affecte la croissance et discute le problème de causalité entre la croissance et l'ouverture commerciale. Sala-i-Martin qui a évalué la robustesse des effets de plusieurs mesures d'ouverture commerciale sur la croissance conclut que toutes ces variables à l'exception de la mesure de Sachs et Warner (1996) ne sont pas des facteurs explicatifs robustes de la croissance économique. Voir aussi Edwards (1993).

recouvre une notion plus large que le taux de scolarisation secondaire formelle qui, de surcroît, n'intègre pas la qualité de l'enseignement. La croissance du PIB réel par tête augmente avec le niveau de capital humain (Levine et Renelt, 1992; Hnatkovska et Loayza, 2003; Levine et Ross, 1993; Barro, 2001).

- *Les dépenses de consommation gouvernementales ( $GOV_{t-1}$ )* : elles visent à capter l'influence de la politique gouvernementale sur la croissance. L'impact des dépenses publiques de consommation est quelque peu ambigu (voir Temple, 1999). À des niveaux faibles ou modérés, il est possible que la dépense publique de consommation agisse favorablement sur la croissance, notamment lorsqu'elle est financée par des taxes qui ne sont pas génératrices de distorsions ou lorsque leur hausse survient en période de ralentissement de l'activité économique. À des niveaux élevés, ces dépenses peuvent générer suffisamment de distorsions de sorte qu'elles nuisent à la croissance (Barro et Sala-i-Martin, *ibid*; Barro, 2001).
- *La croissance de la population ( $g_{pop}$ )* : selon la structure de la population, une croissance de la population totale tend à freiner ou accélérer la croissance du produit. Le signe attendu du coefficient est donc indéterminé<sup>124</sup>.
- L'instabilité politique ( $\sigma_{pol}$ ) : représentée par le nombre moyen de coups d'Etat, réussis ou non, l'instabilité politique constitue un obstacle à la croissance car elle perturbe les activités économiques et financières et induit de l'incertitude dans la protection des droits de propriété.
- *La volatilité de la croissance ( $\sigma_g$ )* : la volatilité est défavorable à la croissance comme le montrent nos sections précédentes. Nous la mesurons par l'écart-type des taux de croissance du PIB réel par tête (voir le chapitre 2 pour plus de détails).
- *Le régime de change* : Le régime de change de chaque pays est classé, chaque année, comme

---

<sup>124</sup>Voir Barro et Sala-i-Martin (*ibid*) pour un impact estimé positif et Levine et Renelt (1992) pour un résultat contraire.

fixe (*Fixe*), intermédiaire (*Interm*) ou flexible (*Flex*). Chaque catégorie de système de change est désignée par une variable muette. La moyenne de chaque période est calculée et utilisée dans les régressions.

### ➤ Mesures des variables et sources des données

Les données sont regroupées en cinq périodes<sup>125</sup> : 1973-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-2000. Les données de certaines variables comme le PIB réel par tête initial, le développement financier, l'ouverture commerciale, les dépenses de consommation gouvernementales ou l'investissement sont en logarithme. Une description des variables utilisées dans ce chapitre est fournie dans l'annexe 2. Certaines variables sont mesurées en début de période (le taux de scolarisation) ou sont retardées d'une période (l'instabilité politique) dans le but de réduire le risque de simultanéité avec la croissance économique.

Les données de régimes de change proviennent de la base de Reinhart et Rogoff (2003) dans laquelle les régimes sont classés en fonction des pratiques en matière de politique de change. La littérature récente a révélé des disparités substantielles entre les régimes de change que les pays déclarent au FMI et ceux qu'ils mettent en œuvre<sup>126</sup>, de sorte qu'un travail empirique qui reposerait uniquement sur la classification *de jure* mènerait à des résultats inconsistants. Par exemple, le bénéfice anti-inflationniste des régimes de change fixes profite relativement plus aux pays qui tiennent leurs engagements (Ghosh *et al.*, 1995). La classification de Reinhart et Rogoff utilise les taux de marché. Ces taux sont pertinents puisque, après la fin du système de changes fixes généralisé de Bretton Woods, plusieurs pays ont maintenu durant de nombreuses années des contrôles ou des restrictions de change (Reinhart et Rogoff, 2003). Ces pratiques ont contribué à

---

<sup>125</sup>Les données de la période 1965-1972 sont utilisées comme valeurs retardées pour la période 1973-1979.

<sup>126</sup>Ce phénomène est illustrée par des auteurs comme Ghosh *et al.* (1995), Levy Yeyati et Sturzenegger (2002) et Dubas *et al.* (2005). Reinhart et Rogoff (2003) trouvent que sur la période 1973-1999, environ la moitié des observations de leur échantillon est associée à des pratiques de change qui ont différé de la politique initialement annoncée.

éloigner la parité du marché parallèle de la parité officielle de la monnaie. Cela implique que les politiques effectivement mises en œuvre sont plus à même de nous informer sur les effets de la politique change sur les performances de croissance. Néanmoins, cette implication n'exclut pas que les régimes officiels soient importants pour l'évaluation d'autres performances économiques. Genberg et Swoboda (2005) épousent cet point de vue et affirment que les systèmes de change *de jure* sont appropriés pour étudier les phénomènes économiques dans lesquels les signaux transmis par les déclarations des autorités monétaires se révèlent cruciaux. On est alors dans une approche d'anticipation par opposition aux méthodes *de facto* qui classent les régimes de change *a posteriori*. Les intentions annoncées de politique de change dévoilent de l'information sur l'évolution future de la politique monétaire et de change. Bien que nous convenions avec Genberg et Swoboda (2005) du rôle primordial de ces signaux dans les décisions des agents économiques, nous pensons que des déclarations qui diffèrent continuellement et substantiellement des faits ne servent à rien, sauf à considérer que les anticipations des agents économiques sont stationnaires ou qu'ils se trompent continuellement dans leurs anticipations. Sinon, s'ils observent eux-mêmes l'évolution du taux de change sur le marché, ils se rendront compte des écarts et ils les intégreront dans leurs anticipations (voir Dornbusch, 2001) de sorte que le régime de change annoncé officiellement n'exerce, au mieux, aucun impact sur la croissance. Notre argumentation sur les effets différenciés de la volatilité sur la croissance suivant le régime de change repose, en partie, sur l'ajustement des prix relatifs. Dans ce cas, le taux de marché semble mieux convenir à notre évaluation économétrique.

Nous regroupons les systèmes de change classés par Reinhart et Rogoff (2002) comme « freely falling » et les systèmes de flottement en une seule catégorie, les régimes de change flexibles. Nous procédons ainsi pour diverses raisons. En effet, quand l'inflation est très forte et persistante, les agents économiques développent des moyens pour s'en prémunir. Dans ce cas, le taux de change du marché reflète la « vraie » valeur de la monnaie domestique. Mais Levine et



Zervos (1993) aboutissent à des résultats mitigés lorsqu'ils testent cette hypothèse. De plus, Rogoff *et al.* (2004) mettent en évidence une tendance à la baisse de la prévalence de ce type de régime. Si ces régimes sont concentrés dans une période ou dans une zone géographique données, l'addition de variables muettes temporelles ou géographiques isolent – ne serait-ce que partiellement – leur incidence. Exclure les régimes « freely falling » introduirait un biais dans l'estimation des effets du régime de change puisque certains régimes auront été exclus sur la base des performances d'inflation. Cependant, l'inclusion des régimes « freely falling » dans les régimes flexibles tendra à défavoriser ces derniers. Mais les résultats auxquels nous parvenons ne semblent pas indiquer que les régimes flexibles ont des performances inférieures à celles des régimes fixes. Cela laisse penser que l'avantage des régimes flexibles dans l'atténuation des effets de la volatilité sur la croissance est assez robuste. Enfin, les systèmes *de facto* semblent relativement plus stables que les régimes *de jure*. Cette stabilité se manifeste dans la proportion relativement très faible de pays qui ont changé de régime de 1940 à 2001. En moyenne, seulement 7% des pays, hors pays émergents, ont changé de régime chaque année au cours de la période (Rogoff *et al.*, 2004).

### ➤ **Choix des instruments**

Pour corriger l'endogénéité des déterminants de la croissance, il est indispensable de trouver des instruments appropriés. Ceux-ci doivent être corrélés avec les variables explicatives endogènes (et les autres variables explicatives<sup>127</sup>) mais pas directement avec la croissance. Autrement dit, les instruments influencent la croissance à travers leur impact sur la variable explicative endogène et sur les autres variables de contrôle. Dans la littérature, il est particulièrement difficile de trouver des instruments qui satisfont la seconde condition. En effet, pour la plupart des agrégats économiques, il est presque toujours possible de postuler des liens

---

127 Voir Levine (2004) et Hnatkovska et Loayza (2003).

avec la croissance économique, de sorte que ces variables n'apparaissent pas comme des instruments “parfaits”. Avec ces difficultés en tête, nous avons essayé, autant que possible, de choisir comme instruments des variables qui ne sont pas statistiquement corrélées à la croissance de façon robuste ou des variables que la théorie macroéconomique considère comme neutres vis-à-vis de la croissance de long terme. Dans certaines équations nous utiliserons les valeurs retardées de certaines des variables explicatives endogènes, éliminant ainsi la nécessité de les instrumenter.

Les instruments du régime de change comprennent :

- **la probabilité d'abandonner le peg** : Elle est représentée par le taux d'inflation historique ( $\pi_{t-1}$ ), le ratio des réserves à la monnaie centrale retardé d'une période ( $Reserv_{t-1}$ ), et le taux de croissance du crédit domestique retardé d'une période ( $Credit_{t-1}$ ). Les effets attendus de ces trois variables sont les mêmes que dans le chapitre précédent. Le carré de ces trois variables est aussi utilisé.

- **La concentration géographique des exportations** : un pays dont le commerce est très concentré aura tendance à fixer la parité de sa monnaie avec son principal partenaire. La concentration des exportations est mesurée par la part du plus grand partenaire dans les exportations du pays, au cours de la période précédente ( $Partn_{t-1}$ ).

- **La dollarisation financière de l'économie** : plus elle est élevée, plus grande est la probabilité que le pays opte pour un système de change fixe. La mesure de dollarisation financière ( $Dollar_{t-1}$ ) est retardée d'une période pour réduire le risque de simultanéité avec le choix du régime de change.

- **Les crises bancaires** : elles sont définies par une variable muette ( $Crise$ ) qui prend la valeur un si le pays a connu une ou plusieurs crises bancaires systémiques au cours de la période précédente et 0 sinon. Les crises bancaires systémiques traduisent les pressions antagonistes qui

s'exercent sur la banque centrale qui doit assurer la stabilité du système bancaire (et financier en général) sans remettre en cause la crédibilité de la politique monétaire et de change. Elles rendent difficile la défense d'un taux de change fixe. Les crises bancaires systémiques ont été utilisées comme instrument de la volatilité par Hnatkovska et Loayza (2003). Mais à la différence de la mesure que nous utilisons, Hnatkovska et Loayza utilisent la fréquence des crises bancaires systémiques contemporaines. Dans la seconde partie<sup>128</sup> de notre analyse économétrique, nous testons l'hypothèse d'exogénéité de la variable de crises bancaires systémiques dans nos estimations à l'aide du test de « différence de Sargan ».

La volatilité de la croissance est instrumentée en utilisant des variables qui représentent la structure économique du pays. Ces variables regroupent la part de la valeur ajoutée agricole dans le PIB (*Agriva*), le taux d'exportations minières et pétrolières (*Mines*). Un pays qui a une structure économique peu diversifiée et composée essentiellement de produits miniers ou agricoles tendra à présenter une croissance plus volatile. Cela vient du fait que les secteurs de produits miniers et la production agricole subissent des chocs plus fréquents relativement aux secteurs de produits manufacturés. Nous utilisons également la valeur retardée de la volatilité comme instrument.

En ce qui concerne le développement financier, les instruments sont la part de la population urbaine dans la population totale (*Urban*), les valeurs retardées du développement financier ( $FD_{t-1}$ ) et de son carré ( $sqFD_{t-1}$ ) ainsi que la valeur retardée de la différence première du développement financier ( $\Delta FD_{t-1}$ ). La présence d'une forte population urbaine peut favoriser la concentration des activités économiques dans les villes pour des raisons politiques, sociales, etc. L'une des conséquences de ce phénomène est que les activités financières se développent assez facilement.

L'investissement est instrumenté par sa valeur en début de période ( $I_0$ ).

---

128Le test est effectué dans le cas des estimations par IV-GMM.

Les variables servant d'instruments à l'ouverture commerciale regroupent la taille du pays, la distance aux dix principaux marchés mondiaux (*Dist*), l'enclavement (*Enclave*) ainsi que les valeurs retardées de l'ouverture commerciale ( $Ouv_{t-1}$ ) et de sa différence première ( $\Delta Ouv_{t-1}$ ). Les pays enclavés et ceux qui sont éloignés des principaux marchés mondiaux font face à des coûts de transactions internationales relativement plus élevés que les autres pays. Cela implique que, toutes choses égales, l'ouverture commerciale de ces pays tendra à être moins élevée. La taille d'un pays peut aussi influencer son ouverture commerciale. En effet, plus un pays est grand, plus son économie tendra à être diversifiée et moins ce pays commercera (en pourcentage de son PIB) avec le reste du monde. *Ceteris paribus*, l'ouverture commerciale des grands pays tend donc à être inférieure à celle des petits pays. La croissance d'un pays dépend de la distance de ce pays à son état régulier mais pas de la taille du pays. C'est pourquoi, nous utilisons la taille du pays comme instrument. La taille du pays est mesurée par le PIB réel initial en dollars constants (*Eco*) désignant la taille économique du pays, la population totale ( $Pop_{t-1}$ ) et la superficie du pays (*Superf*).

L'utilisation des valeurs retardées des variables explicatives endogènes comme instruments est habituelle dans la littérature empirique macroéconomique<sup>129</sup>. Les variables retardées sont des instruments acceptables lorsque les résidus de régression de la variable dépendante ne sont pas ou sont faiblement autocorrélés (Barro et Sala-i-Martin, 1995). En plus des instruments déjà mentionnés, nous avons inclus des variables muettes pour l'origine légale française, socialiste, germanique et scandinave. Les variables d'origine légale sont utilisées comme instruments dans la littérature sur la croissance économique. Levine, Loayza et Beck, (2000) les utilisent comme instruments du développement financier<sup>130</sup>. Toutes les variables exogènes de l'équation de croissance sont automatiquement ajoutées comme instruments dans les

---

129 Voir Barro et Sala-i-Martin (1996), Barro (2001); Levy-Yeyati, Sturzenegger et Regio (2002), Edwards (1996); Ghosh *et al.* (2000), Faini et de Melo (1990) et Laursen et Mahajan (2004).

130 Levine (2004) cite d'autres exemples d'auteurs ayant utilisé l'origine légale comme instrument du développement financier.

estimations économétriques. Les valeurs des coefficients de détermination R<sup>2</sup> des régressions des variables endogènes sur les instruments sont présentées dans le tableau 2.

### III.1.2.3 - Résultats et interprétations

Les équations de croissance sont estimées par bootstrap avec 500 répliques<sup>131</sup> comme dans Blundell et Powell (2004). Ce nombre est suffisant pour estimer les coefficients et leur écart-type de façon consistante. Pour caractériser la distribution de la croissance, les estimations sont réalisées aux quantiles 0.10, 0.25, 0.50, 0.75 et 0.90. Ces quantiles sont également utilisés par Buchinsky (1998a). Les résultats des estimations économétriques sont contenus dans le tableau 1 (Equations 1 à 6). Des variables muettes désignant les pays d'Amérique Latine (*LAC*), d'Afrique Sub-saharienne (*SSA*), d'Asie de l'Est et du Pacifique (*EAPAC*), du Moyen-Orient et Afrique du nord (*MENA*) et d'Asie du Sud (*SASIA*) sont ajoutées à toutes les équations pour prendre en compte des spécificités de ces groupes de pays qui n'auraient pas été prises en compte par les variables de contrôle. Chaque équation contient aussi des variables muettes désignant chacune des périodes et qui sont destinées à isoler l'impact des phénomènes globaux qui affectent tous les pays au cours d'une même période.

Les résultats montrent que la volatilité réduit la croissance à tous les niveaux de quantiles de croissance et cet effet est significatif aussi bien économiquement que statistiquement. En effet, l'effet marginal de la volatilité sur la croissance est d'au moins 1 au niveau des quantiles 0,10 et 0,25. A la médiane et au-delà, l'effet est plus faible mais reste toujours supérieur à 0,40. Ainsi, contrairement à la thèse selon laquelle un taux de croissance élevé associé à une plus forte volatilité peut être observé, nos résultats ne confirment pas l'existence d'une telle relation positive au niveau macroéconomique. Plus la croissance est volatile, moins elle est élevée, quel

---

131Le "seed" qui désigne la première observation tirée est fixé à 10.

que soit le quantile de croissance. Il est intéressant de noter aussi que l'impact négatif de la volatilité diminue en ampleur des quantiles inférieurs vers les quantiles supérieurs. En d'autres termes, les pays à forte croissance souffrent d'un moindre impact négatif de la volatilité que les pays qui croissent plus faiblement. Par exemple, selon l'équation 3 du tableau 1, l'impact de la volatilité au quantile 0.10 est d'environ 1% supérieur à celui estimé au quantile 0.25. En d'autres termes, la volatilité réduit la croissance moyenne annuelle d'environ 1% supplémentaire dans le quantile 0,10 par rapport au quantile 0,25. De même, la réduction de la croissance par la volatilité au premier quantile dépasse de 7%, 162% et 107% respectivement celle des quantiles 0.5, 0.75 et 0.90.

Quant au régime de change, son coefficient estimé est positif et lorsqu'il est significatif, il l'est toujours dans les quantiles inférieurs ou égaux à la médiane. Selon les résultats, les pays de ces quantiles enregistrent une croissance qui est en moyenne supérieure d'environ 0,6% à 1,60% par an lorsqu'ils ont un régime de change fixe plutôt qu'un régime plus flexible. Au delà de la médiane, les régimes de change fixes n'exercent aucun effet significatif sur la croissance. L'hypothèse de neutralité du régime de change tient donc dans ces quantiles supérieurs de croissance. Plus précisément, la fixité bénéficie le plus aux pays dont la croissance se situe en général dans les quantiles inférieurs et ce bénéfice tend à diminuer quand on se déplace vers la médiane. Donc, toutes choses égales – notamment une fois l'effet direct de la volatilité pris en compte et l'investissement introduit dans les régressions – la fixité du taux de change est favorable à la croissance avec une disparité économique et statistique entre les cinq quantiles choisis. En particulier, l'adoption d'un système de change fixe contribue plus à la croissance relativement aux régimes de change plus flexibles dans le groupe des pays qui croissent faiblement. L'essentiel de l'impact du régime de change sur la croissance se trouve donc concentré à gauche de la distribution du taux de croissance du PIB réel par tête. L'adoption d'un système de change fixe apparaît bénéfique dans ce contexte en plus des autres bénéfices

potentiels de la fixité. Ce résultat contredit celui de Ghosh *et al.* (1995). Ces derniers trouvent que les systèmes de change fixes sont associés à une croissance moyenne plus faible dans un sous-échantillon de pays à croissance faible. Par contre, dans le groupe de pays à forte croissance, le régime de change est neutre vis-à-vis de la croissance. Outre le fait que Ghosh *et al.* (1995) utilisent uniquement des corrélations entre la croissance et le système de change, leur démarche est inappropriée. En effet, constituer des sous-groupes de pays à partir du niveau même de la variable dépendante (ici, la croissance) qui serviront ensuite à conduire des régressions conduit à des résultats erronés (voir Koenker et Bassett, 1978). Les régressions quantiles sont la méthode qu'il faut utiliser pour conduire un tel travail.

#### ➤ **Les autres déterminants de la croissance**

L'investissement exerce une influence positive sur la croissance. Seulement, cet effet est significatif, en général, à la médiane du taux de croissance. Ce qui suggère que les résultats empiriques antérieurs (*e.g.*, Levine et Renelt, 1992; Barro et Sala-i-Martin, 1996) reflètent bien un effet de l'investissement localisé au centre de la distribution du taux de croissance du PIB. L'impact marginal de l'investissement à la médiane se situe autour de 1,60%. La variable d'éducation apparaît avec un coefficient qui n'est pas significatif et dont le signe change. Le phénomène de convergence conditionnelle est observé dans notre échantillon, avec, dans la plupart des cas, une significativité satisfaisante dans les quantiles supérieurs de croissance. Ce résultat indiquerait que seuls les pays enregistrant des taux de croissance élevés convergent significativement vers leur état régulier. Ce résultat nuance les conclusions obtenues par les estimateurs habituels de l'espérance mathématique (voir, entre autres Barro et Sala-i-Martin, 1996). Le tableau 1 fait apparaître également que les pays qui connaissent une forte croissance démographique tendent à croître significativement moins vite, indépendamment des quantiles de croissance. En outre, la significativité statistique de cet impact ne dépend pas systématiquement

des quantiles de croissance. La variable de consommation gouvernementale lorsqu'elle est incluse, a un coefficient estimé qui n'est jamais significatif aux seuils statistiques habituels. Il en est de même pour les variables mesurant le développement financier et l'instabilité politique. L'ouverture commerciale est négativement liée à la croissance, ce qui semble indiquer que l'impact négatif de l'ouverture commerciale domine ses effets positifs potentiels sur la croissance du PIB réel. Ce signe négatif viendrait peut être, en partie, de l'utilisation de variables décrivant des caractéristiques géographiques des pays dans les instruments de l'ouverture commerciale. Au plan statistique, l'impact de croissance de l'ouverture commerciale n'est pas toujours significatif.

### ➤ **Analyse de robustesse**

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous introduisons des variables muettes correspondant au niveau de développement des pays dans les équations 7, 8 et 9 du tableau 1. Ces variables représentent les pays à revenu faible (*LowInc*), les pays à revenu intermédiaire (*MiddleInc*) et les pays à revenu élevé non membres de l'OCDE (*NonOECD*). Les résultats initiaux ne sont pas significativement affectés par l'introduction de ces variables.

Dans les équations 10 à 15 du tableau 1, l'ajout d'une variable désignant les systèmes de change intermédiaires affaiblit la significativité statistique du coefficient de la variable de régimes de change fixes. Le coefficient estimé des régimes intermédiaires n'est pas significatif non plus. Ces conclusions prévalent également lorsque les variables muettes mesurant le niveau de développement sont introduites dans les régressions en plus de la variable de régimes de change intermédiaires (équations 16 à 18 du tableau 1). Toutefois, une prudence s'impose dans la signification à donner à ce résultat car le même ensemble d'instruments étant utilisé pour les variables de régimes de change fixes et intermédiaires, l'identification des coefficients de ces variables s'avère délicate. Néanmoins, elle reste raisonnablement possible si les coefficients des instruments du choix du système de change tels que le taux d'inflation retardé, le crédit



domestique retardé et leur carrés apparaissent avec des signes différents pour les régimes de change fixes et intermédiaires. Dans ce cas, la différence de signes des coefficients permet l'identification des variables de régimes de change dans l'équation de croissance. Les coefficients de l'inflation et du crédit bancaire satisfont cette condition.

Nous avons aussi tester l'égalité à zéro de tous les coefficients à l'exception de la constante pour chacun des cinq quantiles. Ces tests indiquent que les coefficients estimés sont simultanément très significativement différents de zéro, dans chaque quantile.

Les résultats semblent ainsi indiquer l'existence d'une hétérogénéité dans les effets de la volatilité et du système de change sur la croissance. Cependant, comme nous l'avons souligné, les résultats de nos régressions quantiles doivent être interprétés avec une grande prudence. De plus, il serait très intéressant de vérifier ces résultats à l'aide de techniques de régressions quantiles mieux élaborées notamment des régressions quantiles sur données de panel.

## **III.2 - Estimation des effets du système de change sur les effets direct et indirects de la volatilité sur la croissance**

Dans cette section, nous estimons l'impact du régime de change sur l'impact direct et sur les effets indirects de la volatilité sur la croissance. Nous décrivons d'abord la démarche d'estimation, puis nous présentons le modèle économétrique estimé et les variables utilisées. Les résultats sont ensuite commentés.

### ***III.2.1 – Description de la démarche méthodologique***

La méthode d'estimation des modifications des effets direct et indirects de la volatilité par le système de change s'apparente à un calcul de dérivées secondes croisées totales. Une approche similaire est utilisée par Mo (2001), Guillaumont Jeanneney et Hua (2006), Pellegrini et Gerlagh (2004), Papyrakis et Gerlagh (2004). Mo calcule l'impact de la corruption sur la croissance et sa

transmission par les canaux du capital humain, de l'investissement et de la stabilité politique. Pellegrini et Gerlagh effectuent le même exercice que Mo en considérant le canal supplémentaire de la politique commerciale. Papyrakis et Gerlagh évaluent l'hypothèse de la “malédiction des ressources naturelles” et ses canaux de transmission à la croissance. Guillaumont Jeanneney et Hua évaluent l'impact direct et les canaux de transmission de l'appréciation du taux de change réel à la productivité en Chine.

La méthode utilisée peut être décrite de la façon suivante :

Soit  $Y = f[X(Z), Z, W(X, Z)]$ , une fonction différentiable au moins deux fois.  $Y$ ,  $X$ ,  $Z$  et  $W$  sont des variables. L'expression de la fonction  $f$  montre que la variable  $X$  influence  $Y$  directement mais aussi indirectement à travers  $W$ . En outre, les effets direct et indirect de  $X$  dépendent de  $Z$ .

La modification de l'impact direct de  $X$  sur  $Y$  par la variable  $Z$  – désignée par **ED** – est donnée par :

$$ED = [\partial f / \partial X] \times [\partial X / \partial Z].$$

La modification de l'effet indirect de  $X$  par  $Z$  – dénommée **EI** – se calcule par :

$$EI = [\partial f / \partial W] \times [\partial W / \partial X] \times [\partial X / \partial Z].$$

En termes de régressions, le coefficient associé à  $[\partial X / \partial Z]$  est obtenu par la régression de la variable  $X$  sur la variable  $Z$ ; celui de  $[\partial f / \partial X]$  est le coefficient de la variable  $X$  dans la régression de  $Y$  sur  $X$ ,  $Z$  et  $W$ . Le coefficient qui mesure  $[\partial W / \partial X]$  vient de la régression de  $W$  sur  $X$ . L'impact  $[\partial W / \partial X] \times [\partial X / \partial Z]$  peut être évalué par le coefficient de la régression de  $W$  sur le terme croisé de  $X$  et  $Z$ .

### **III.2.2- Stratégie d'estimation, résultats et interprétation**

#### **III.2.2.1- Modèle économétrique**

Pour savoir si l'impact direct et les effets indirects de la volatilité sur la croissance sont modifiés par le régime de change, nous adaptons la méthodologie décrite dans la section III.2.1 aux besoins de notre étude. Ainsi, l'impact du régime de change sur les effets direct et indirects de la volatilité sur la croissance correspond respectivement aux dérivées secondes croisées de la croissance et de ses déterminants d'intérêt par rapport à la volatilité et au régime de change.

Plus précisément, considérons l'équation de croissance suivante :

$$g_{Yit} = \beta_0 + \beta_1 ERR_{it} + \beta_2 \sigma_{git} + \beta_3 I_{it} + \beta_4 KH_{it} + \beta_5 FD_{it} + \beta_6 Ouv_{it} + \beta_k X_{kit} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

où  $g_y$ ,  $ERR$ ,  $\sigma_g$ ,  $I$ ,  $KH$ ,  $FD$  et  $Ouv$  sont des variables mesurant respectivement la croissance, le système de change, la volatilité de la croissance, l'investissement, le capital humain, le développement financier et l'ouverture commerciale. Les indices  $i$  et  $t$  désignent les pays et la période.

Pour évaluer la modification par le régime de change de l'impact direct et indirect de la volatilité sur la croissance, il faut établir une correspondance entre les variables  $X$ ,  $Z$  et  $W$  dans les expressions de ED et EI et celles de l'équation 7. Selon cette correspondance,  $Y$  correspond à la variable de croissance ( $g_y$ ),  $X$  correspond à celle de volatilité ( $\sigma_g$ ) et  $Z$  correspond à la variable de régime de change ( $ERR$ ). Le vecteur  $W$  comprend les variables mesurant l'investissement, le capital humain, le développement financier et l'ouverture commerciale. Cette correspondance établie, l'effet direct (ED) et les effets indirects (EI) sont calculés à partir des régressions suggérées dans la section III.2.1.

Notons qu'il est possible d'inclure une variable croisée de la volatilité et du régime de change directement dans l'équation de croissance. Seulement, procéder ainsi complique

significativement l'estimation dans la mesure où il faut également inclure les variables croisées de la volatilité avec d'autres variables explicatives comme le développement financier ou l'ouverture commerciale. L'effet de la volatilité sur la croissance peut en effet dépendre de ces autres variables<sup>132</sup>. En outre, il est très difficile de trouver des instruments adéquats pour les variables croisées endogènes<sup>133</sup>; ce qui peut susciter des doutes sur l'identification des paramètres estimés. Ces raisons nous ont amenés à adopter la présente démarche qui permet d'évaluer plusieurs canaux ou mécanismes de transmission sans inclure les variables croisées endogènes.

Certaines variables explicatives comme l'investissement, la volatilité, le régime de change ou encore le développement sont soupçonnées d'endogénéité qui peut être causée par un problème de simultanéité, de causalité inverse ou encore d'erreurs de mesure des variables. En effet, les performances économiques peuvent influencer le choix du régime de change (Rogoff *et al.*, 2004; Levy Yeyati et Sturzenegger, 2003; Edwards et Savastano, 1999). Par ailleurs, il peut exister une causalité inverse entre la volatilité et la croissance, ce qui peut biaiser les estimations. Notre revue de littérature empirique montre effectivement que plusieurs auteurs ont essayé de corriger l'endogénéité de la volatilité. Des arguments semblables peuvent être formulés quant à l'endogénéité potentielle de l'investissement, de l'ouverture commerciale et du développement financier. En effet, un pays qui croît vite dispose de plus de ressources pour investir. De même, si les entrepreneurs anticipent une diminution future de la croissance, alors l'investissement peut baisser dans la période présente, validant les anticipations de faible croissance. L'investissement étant une composante du PIB, un biais (positif) de simultanéité est possible. La croissance est susceptible d'influencer aussi le développement financier ou l'ouverture commerciale d'un pays. Il est donc nécessaire de corriger l'endogénéité de ces variables qui altère les propriétés de l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Pour toutes ces raisons, nous utilisons la technique de la variable instrumentale développé dans le contexte de la méthode des moments généralisée

---

132C'est la démarche suivie par Hnatkovska et Loayza (2003).

133Voir le chapitre 2 et les références qui y sont citées.

(IV-GMM) pour estimer nos équations principales.

### III.2.2.2 - Choix et mesure des variables

Le modèle estimé est décrit par l'équation 7 ci-dessus. La variable dépendante ( $g_t$ ) est la croissance du PIB réel par tête (sauf indication contraire). Dans l'ensemble des variables explicatives figurent la volatilité de la croissance ( $\sigma_g$ ) et le système de change ( $ERR$ ).

Les canaux qui seront considérés pour évaluer les modifications des effets indirects de la volatilité sur la croissance sont l'investissement ( $I$ ), le capital humain ( $KH$ ), le développement financier ( $FD$ ) et l'ouverture commerciale ( $Ouv$ ). Nous avons retenu ces canaux pour plusieurs raisons. Levine et Renelt (1992) et Sala-i-Martin (1997) prouvent que la relation entre l'investissement en capital physique et en capital humain et la croissance est robuste à des modifications de l'ensemble des variables de contrôle. De même, Levine et Zervos (1993) ont mis en évidence la robustesse de la relation entre le développement financier et la croissance<sup>134</sup>. Ces variables présentent donc un intérêt du fait même de la robustesse de leur lien avec la croissance. Par ailleurs, Ramey et Ramey (1994) trouvent que l'investissement n'est pas le principal canal par lequel la volatilité réduit la croissance<sup>135</sup>, d'où la nécessité d'élargir l'analyse à d'autres mécanismes tels que le développement financier<sup>136</sup>, l'ouverture commerciale – comme l'ont fait Hnatkovska et Loayza (2003) ou Kose *et al.* (2005a) – ou encore au capital humain (voir Martin et Rogers, 2000). Ces travaux justifient, en partie, notre investigation de ces canaux dont l'importance dans la transmission de la volatilité à la croissance est soulignée par Aizenman et Pinto (2004).

---

134Sala-i-Martin (1997) soutient le contraire.

135 Lensik, Bo et Sterken (1999) obtiennent des résultats similaires avec différentes mesures d'incertitude liées à la politique budgétaire et aux recettes d'exportations.

136L'importance du développement financier dans la relation entre la volatilité et la croissance est soulignée par Aghion *et al.* (2005) et Aghion *et al.* (2006).

Nous avons également inclus comme variables de contrôle, le PIB par tête initial, la croissance de la population, la consommation gouvernementale, l'instabilité politique et des variables muettes désignant les périodes d'étude. Les variables sont définies et mesurées de la même manière que dans la partie traitant des régressions quantiles. Le découpage temporel des données est identique à celui utilisé dans les régressions quantiles.

### **III.2.2.3 - Résultats et interprétation**

#### **III.2.2.3.1 - Résultats de base**

Les résultats des estimations figurent dans le tableau 3. Chaque régression inclut des variables muettes désignant chacune des périodes d'étude. Une variable muette correspondant aux pays de l'OCDE est incluse dans les régressions 1 et 2 pour tenir compte des caractéristiques spécifiques à ces pays qui n'auraient pas été prises en compte par les variables explicatives du modèle. Les élasticités évaluées à la médiane de certaines des variables explicatives sont présentées dans le tableau 4. La médiane est choisie car elle est insensible aux observations extrêmes. La lecture du tableau 6 fait ressortir que le régime de change fixe exerce un effet favorable sur la croissance. Toutes choses égales par ailleurs, un pays qui a eu un système de change fixe toutes les années enregistre un taux annuel de croissance supérieur d'environ 1% en moyenne au taux auquel croit l'économie d'un pays ayant un régime de change flexible (voir équations 1 et 2). L'avantage de croissance que procure la fixité du taux de change nominal est par conséquent significatif économiquement et statistiquement. Ce résultat est semblable à celui mis en lumière par Dubas *et al.* (2005) et par Frankel et Wei (2004) dans les pays en développement. Une fois l'impact de l'investissement pris en compte et conditionnel à toutes les autres variables incluses dans les régressions, les systèmes de change fixes tendent à renforcer la croissance. Notre résultat est, dans une certaine mesure, en accord avec celui de Aghion *et al.* (2006) qui montrent que les régimes de change flexibles sont associés à une croissance plus

faible de la productivité, cet impact négatif diminuant avec le développement du système financier domestique. Toutefois, notre résultat est contraire à celui de Ghosh *et al.* (1995) qui, de surcroît, avancent que l'investissement croît plus vite dans les régimes de change fixes que dans les systèmes flexibles, ces derniers étant associés à une croissance plus forte du commerce et de la productivité. Les régressions montrent aussi que la volatilité réduit significativement la croissance confirmant ainsi un fait stylisé de la littérature empirique. À partir de la médiane, une hausse de 1% de la volatilité ampute le taux de croissance d'environ 0.97% selon l'équation 1 et de 0.87% selon l'équation 2. L'impact de la volatilité est donc significatif au niveau statistique et économique. À titre de comparaison, l'effet économique de la volatilité présenté dans le tableau 6 est inférieur à celui qu'obtiennent Ramey et Ramey<sup>137</sup> (1994) dans leur échantillon total mais supérieur à celui de leur échantillon de pays de l'OCDE. L'impact estimé de la volatilité que nous obtenons est proche de celui estimé par Hnatkovska et Loayza (2003) avec la technique des variables instrumentales (voir leur tableau 6).

#### ➤ **Les autres variables explicatives**

En général, les autres variables explicatives apparaissent avec les signes attendus. Le développement financier est favorable à la croissance, avec une élasticité associée qui est de 0.17 ou 0.12 selon l'équation retenue. Ce résultat tend à confirmer les hypothèses sur les effets positifs attendus du développement financier. Mais, l'effet estimé n'est pas significatif aux seuils critiques habituels, comme dans Sala-i-Martin (1997). *Ceteris paribus*, une hausse de l'investissement augmente le taux de croissance du PIB, corroborant les résultats empiriques antérieurs tels que ceux de Barro et Sala-i-Martin (1995), Levine et Renelt (1992) ou Ramey et Ramey (1994). L'impact de l'investissement est très significatif statistiquement et économiquement. En effet, l'élasticité de la croissance au taux d'investissement est supérieur à l'unité selon les équations 1 et

---

137 Dans le cas de Ramey et Ramey (1994), les effets sont évalués à la moyenne des données.

2. Les résultats révèlent aussi que le capital humain, mesuré par le taux d'éducation secondaire, est un facteur de croissance. Une hausse de 1% du taux de scolarisation s'accompagne d'une augmentation de la croissance de 0.50%. L'addition de l'espérance de vie dans l'équation 2 entraîne une baisse de l'élasticité de la croissance au taux d'éducation secondaire et élimine également sa significativité statistique<sup>138</sup>. Par contre, l'espérance de vie est associée à une élasticité de la croissance positive de 0.03, significative mais nettement inférieure à la sensibilité de la croissance à l'éducation secondaire. La convergence conditionnelle est vérifiée également dans notre échantillon. *Ceteris paribus*, les pays qui ont un PIB réel par tête initial élevé croissent relativement moins vite. En effet, lorsque le PIB réel par tête initial s'accroît de 1%, le taux de croissance ralentit de 0.13% (équation 1) ou 0.29% (équation 2). Le signe négatif et significatif du coefficient de la variable muette OCDE conforte ce résultat. Toutefois, la significativité statistique de la convergence conditionnelle n'est pas toujours robuste. Selon nos résultats, l'ouverture commerciale réduit très significativement la croissance, une hausse de 1% de l'ouverture commerciale entraînant une réduction de la croissance de 0.52% (équation 1) ou de 0.47% (équation 2). Le coefficient estimé dans toutes les régressions mesure l'impact net de l'ouverture commerciale sur la croissance. L'impact négatif de l'ouverture commerciale semble donc dominer ses effets positifs sur la croissance. Rappelons que notre objectif n'est pas d'évaluer l'impact des politiques commerciales mais de prendre en compte tous les effets liés à l'ouverture commerciale de sorte qu'ils ne soient pas captés par d'autres variables du modèle ou qu'ils ne "polluent" pas les coefficients estimés. En ce sens, notre analyse se distingue des travaux qui cherchent à isoler l'impact de la politique commerciale de celui d'une ouverture qui serait expliquée par des facteurs géographiques (voir Barro, 2001; Frenkel et Romer, 1999) ou structurelles (voir Combes *et al.* 2000; Aghion *et al.*, 2006). En outre, les effets des politiques commerciales sur la croissance économique dépendront étroitement de la structure de

---

138Le taux d'éducation secondaire n'est pas toujours robuste dans les régressions de croissance (Sala-i-Martin, 1997).



spécialisation de chaque pays, une spécialisation dans les produits primaires (manufacturiers) induisant un impact négatif (positif) sur la croissance<sup>139</sup> (Temple, 1999). Le signe négatif du coefficient de la variable mesurant l'ouverture commerciale pourrait se comprendre en partie comme une conséquence de l'inclusion dans les instruments de variables géographiques ou structurelles telles la superficie, la distance aux principaux marchés ou la taille de la population. Le tableau 3 indique aussi que la croissance démographique freine la croissance économique comme l'ont également établi Levine et Renelt (1992). Son élasticité de 0.63 dans l'équation 1 est relativement élevée. Enfin, la croissance augmente avec la consommation gouvernementale mais sa significativité reste faible. L'instabilité politique, mesurée par le nombre de coups d'Etat réussis ou non, n'est pas significative. Ce dernier résultat est conforme à l'absence de robustesse de l'instabilité politique mise en évidence par Sala-i-Martin (*ibid*).

#### ➤ **Analyse de robustesse**

Nous avons évalué la robustesse de nos résultats en procédant à un certain nombre d'exercices. Nous avons estimé les équations de croissance en restreignant l'échantillon aux pays en développement. Les résultats contenus dans les équations 1 à 4 du tableau 5 restent qualitativement similaires à ceux du tableau 3. L'impact négatif de la volatilité semble plus élevé dans les pays en développement. La fixité du taux de change  $y$  est associée à un impact favorable supérieur à celui obtenu dans l'échantillon total.

Ensuite, en conservant l'échantillon total, nous avons ajouté une variable désignant les régimes de change intermédiaires dans les équations 5 à 8 du tableau 5. On constate que cette dernière variable n'est jamais significative et qu'elle ne modifie pas les conclusions précédentes concernant l'impact de autres variables de contrôle, celui du régime de change fixe en particulier. La significativité statistique de l'impact du régime de change fixe baisse notamment dans les

---

139Voir aussi Di Giovanni et Levchenko (2006).

équations 5 et 6. Les équations 9 à 12 du tableau 5 représentent les équations 5 à 8 estimées dans l'échantillon des pays en développement. Les principales conclusions restent globalement inchangées. En particulier, l'impact du système de change fixe est toujours significatif et celui des régimes intermédiaires ne l'est jamais. Il reste supérieur à l'impact observé dans l'échantillon total.

L'ajout des variables muettes géographiques dans les équations 3 et 4 du tableau 3 ne modifient pas sensiblement les résultats obtenus initialement. Une différence notable est la forte baisse de l'ampleur de l'impact de l'investissement dont la significativité statistique disparaît également. De manière générale, l'ajout des variables muettes géographiques dans les autres tableaux ne modifient pas significativement les conclusions auxquelles nous parvenons.

Dans un dernier exercice, nous avons aussi évalué la robustesse de nos résultats à la mesure de la volatilité. A cette fin, nous avons calculé la volatilité par l'écart-type des écarts du taux de croissance du PIB réel par rapport à sa valeur tendancielle estimée à l'aide du filtre Hodrick-Prescott (HP). L'utilisation du filtre HP<sup>140</sup> permet d'estimer une tendance du taux de croissance qui varie dans le temps. La corrélation entre la nouvelle mesure de volatilité et la première mesure est de 94,46% dans l'échantillon total. Elle est de 93,6% dans l'échantillon de pays en développement et de 95% dans les pays de l'OCDE. Cette forte corrélation indique que les deux mesures de volatilité sont très proches. Les nouveaux résultats d'estimation de l'équation de croissance sont présentés dans les tableaux 7 et 8 qui correspondent aux tableaux 3 et 5 avec la nouvelle mesure de volatilité. Ces tableaux montrent que les principales conclusions concernant les effets des variables d'intérêt demeurent valables. Dans le tableau 7, toutes choses égales par ailleurs, les pays qui ont un régime de change fixe croissent en moyenne 1% plus que ceux qui ont un régime plus flexible. L'effet estimé du régime de change est également significatif au plan statistique. L'impact négatif de la volatilité sur la croissance augmente dans le

---

140Le paramètre de lissage du filtre Hodrick-Prescott est fixé à 6.25.

tableau 7. De plus, il présente une forte significativité statistique. L'utilisation de la mesure de volatilité obtenue à partir du filtre HP ne modifie pas qualitativement les effets des variables du régime de change et de la volatilité. Ces conclusions ne sont pas affectées substantiellement par l'introduction des régimes de change intermédiaires ou par la restriction de l'échantillon aux pays en développement (voir tableau 8).

### ➤ **Statistiques et tests complémentaires**

Nous avons essayé d'appréhender l'adéquation de la méthode économétrique et des instruments que nous avons utilisés à l'aide de statistiques et tests complémentaires. Nous avons d'abord testé l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives que nous avons traitées comme endogènes. Si ces variables ne sont pas en réalité endogènes alors l'estimateur des variables instrumentales est moins efficace que celui des moindres carrés ordinaires. Nos résultats montrent que l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives est rejetée par le test de Durbin, Wu et Hausman. L'utilisation de la technique des variables instrumentales semble donc adaptée. Ensuite, nous avons évalué la validité des instruments utilisés. Pour ce faire, nous avons testé l'hypothèse de suridentification des conditions d'orthogonalité imposées aux instruments à l'aide du test de suridentification proposé par Hansen. Chaque équation de croissance estimée est accompagnée de la statistique du test de Hansen. Les résultats du test montrent que la suridentification est acceptée à des seuils satisfaisants. Nous avons aussi cherché à évaluer la pertinence des instruments utilisés. Les statistiques des régressions de première étape de l'estimation des équations de croissance figurent dans le tableau 6. Ces statistiques confirment également la pertinence des instruments utilisés pour chaque variable explicative endogène. Enfin, nous avons testé l'exogénéité de la variable de crises bancaires systémiques qui est utilisée comme instrument du choix du régime de change. Pour ce faire, nous avons procédé au test de « différence de Sargan » dont les résultats figurent sur la dernière ligne des tableaux 3 et 5. Sous

l'hypothèse nulle du test de « différence de Sargan », la variable de crises bancaires systémiques est exogène. La lecture des résultats montre que l'hypothèse d'exogénéité de la variable de crises bancaires systémiques par rapport à la croissance ne peut pas être rejetée. En d'autres termes, le test de « différence de Sargan » rejette l'inclusion de cette variable comme déterminant de la croissance. La même conclusion prévaut pour la variable d'inflation historique et son carré ainsi que pour la part de la valeur ajoutée agricole et la part des exportations minières et pétrolières dans le PIB<sup>141</sup>.

En résumé, les résultats de nos estimations révèlent que la volatilité réduit la croissance tandis que les systèmes de changes fixes tendent à l'accroître. Ces deux effets survivent aux analyses de robustesse que nous avons conduites.

#### **III.2.2.3.2 - Evaluation de la modification des effets de la volatilité par le régime de change**

L'analyse de la modification des effets de la volatilité par le système de change procède en plusieurs étapes. Cette démarche s'explique par des considérations économétriques et méthodologiques.

##### **➤ Modification par le régime de change de l'impact direct de la volatilité sur la croissance**

En rappel, la démarche suivie ici s'apparente au calcul d'une dérivée seconde croisée de la croissance par rapport à la volatilité (dans une première étape) et par rapport à la variable de régime de change (dans une seconde étape). Pour évaluer l'effet du système de change sur l'impact direct qu'exerce la volatilité sur la croissance, nous régressons la variable de volatilité sur celle du régime de change. Le produit du coefficient ainsi estimé et du coefficient de la volatilité dans l'équation de croissance donne l'effet direct (ED) recherché. Tous les calculs sont

---

<sup>141</sup>De plus, le test de différence de Sargan ne rejette pas l'hypothèse d'exogénéité des sous-groupes des autres instruments utilisés. Les résultats ne sont pas présentés dans les tableaux pour économiser de l'espace.

basés sur l'équation 1 du tableau 3. L'application de cette démarche donne le tableau 9 qui montre que le système de change fixe amplifie l'impact direct défavorable de la volatilité sur la croissance d'environ 1,20% ( $0,75 \times 1,58\% = 1,19\%$ ) par an en moyenne (Régression 1). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les régimes de change fixes accentuent l'impact négatif de la volatilité sur la croissance d'environ 1,20% en moyenne par an, relativement aux systèmes de change plus flexibles. Ce résultat confirme donc que la réduction de la capacité d'ajustement de l'économie par le régime de change fixe impose un surcoût de croissance économique pour un même niveau de volatilité. Par conséquent, il valide l'argumentation théorique exposé précédemment dans ce chapitre et suggérée par Levy Yeyati et Sturzenegger (2003). Ainsi, en plus d'accentuer la volatilité qui elle-même réduit la croissance économique, le système de change fixe amplifie substantiellement le coût direct de croissance induit par la volatilité, pour tout niveau donné de volatilité.

➤ **Modification par le régime de change des effets indirects de la volatilité sur la croissance**

L'évaluation de la sensibilité au régime de change des effets de la volatilité sur les déterminants de la croissance procède d'une manière relativement plus complexe<sup>142</sup>. En effet, les relations entre la volatilité et les déterminants de la croissance que nous analysons (investissement, capital humain, développement financier et ouverture commerciale) ne sont pas toujours sans ambiguïté. Des causalités inverses peuvent survenir dans les relations entre ces déterminants de la croissance et la volatilité.

En ce qui concerne l'investissement et le capital humain, l'impact (EI) recherché est obtenu comme le produit du coefficient de la régression de chacun de ces déterminants sur la variable croisée du régime de change et de la volatilité et le coefficient de chacun de ces déterminants dans l'équation de croissance. Il est logique de penser que c'est la volatilité qui

---

<sup>142</sup>Nous continuons de réfléchir à des méthodes d'évaluation des effets indirects de la volatilité qui permettraient d'améliorer notre démarche économétrique.

affecte ces deux variables même si la causalité inverse est possible. En utilisant la technique des variables instrumentales, nous essayons de réduire l'influence de cette causalité inverse. Les calculs effectués sur la base du tableau 9 indiquent que dans les systèmes de change fixes, la volatilité réduit l'effet bénéfique de l'investissement sur la croissance d'environ 5,80% ( $2,34 \times 2,47 = 5,78\%$ ) en plus, par rapport aux systèmes flexibles (régression 2). De même, dans les pays ayant un régime de change fixe<sup>143</sup>, la volatilité réduit plus fortement l'impact favorable du capital humain (mesuré par le taux d'éducation secondaire) sur la croissance. Ce coût additionnel avoisine 3% ( $149,82 \times 0,02 = 2,99\%$ ) (régression 3). Pour résumer, dans les pays à système de change fixe, la volatilité impose un coût indirect additionnel de croissance qui s'exerce à travers l'investissement en capital physique (environ 5,80%) et à travers le capital humain (3%). Ces deux coûts révèlent ainsi un effet d'amplification par le régime de change fixe dont l'ampleur est relativement élevée.

Pour les autres déterminants de la croissance, nous estimons des équations de la volatilité en fonction de chacune de ces variables. Il est plus probable que ce soit ces variables qui influencent la volatilité et non l'inverse. Ensuite, l'inverse du coefficient obtenu est multiplié par celui de la régression de la volatilité sur la variable de régime de change. La taille économique et la population totale de la période précédente sont introduites également comme variables de contrôle dans l'équation d'ouverture commerciale (voir tableau 10, régressions 4 et 5). Puisque ces variables déterminent la volatilité de la croissance, on ne peut pas les utiliser directement comme instruments de l'ouverture commerciale. Selon cette approche, dans les pays à systèmes de change fixes, le développement financier permet une réduction additionnelle de l'impact négatif de la volatilité sur la croissance de 0,71% à peu près ( $0,33\% \times 1/0,73 \times 1,58 = 0,71\%$ ) et l'ouverture commerciale amplifie l'impact négatif de la volatilité de 8,87% environ ( $2,47\% \times 1/0,44 \times 1,58 = 8,87\%$ ). Par conséquent, le développement financier s'avère d'une utilité accrue

---

<sup>143</sup>L'équation de capital humain contient la taille économique et la population totale de la période précédente, car ces deux variables sont susceptibles d'influencer le taux d'éducation secondaire. Elles ne peuvent donc être utilisées directement comme instruments de la volatilité.

dans les pays à change fixes qui souffrent d'une volatilité relativement plus forte de la croissance par rapport aux pays à changes flexibles. En fait, le développement financier "absorbe" une partie de la volatilité et de son impact négatif sur la croissance, cette absorption étant plus élevée dans les pays à système de change fixe. En effet, l'ajustement de l'économie de ces pays est contraint par la fixité du taux de change comme nous l'avons déjà mentionné. Cette contrainte implique la nécessité de mécanismes alternatifs d'ajustement à la volatilité tels qu'un système financier domestique développé dont l'importance a été soulignée dans le chapitre 2 et aussi par Aghion *et al.* (2006). Notre résultat confirme celui mis en évidence par Hausmann *et al.* (1999). Ces auteurs expliquent que l'adoption d'un régime de change fixe renforce le développement du système financier. Ce dernier étant un important facteur d'ajustement aux chocs des termes de l'échange (voir Aghion *et al.*, 2005), les pays qui subissent fréquemment des chocs des termes de l'échange tendent à adopter des régimes de change fixes. L'ouverture commerciale expose l'économie à plus de chocs extérieurs qui peuvent rendre la croissance volatile. Cette volatilité réduit la croissance moyenne. Lorsque le taux de change est fixe, la réduction de la croissance par la volatilité est substantiellement amplifiée. Cela confirme une fois de plus que les systèmes de change fixes limitent la capacité de l'économie à s'ajuster à la volatilité, d'où le surcoût de croissance estimé.

Les interprétations que nous venons d'exposer et que nous privilégions pourraient toutefois être remises en cause sur la base que la volatilité influence le développement financier et le commerce. Par exemple, le système financier des pays européens et des Etats-Unis se serait approfondi et développé en partie grâce à la stabilité macroéconomique qui y a régné pendant plusieurs décennies après la seconde guerre mondiale. Par le même raisonnement, l'instabilité macroéconomique aurait freiné l'essor du secteur financier dans de nombreux pays en développement à l'instar des pays d'Amérique Latine tels que l'Argentine ou le Brésil. La volatilité est aussi avancée dans la littérature économique comme un obstacle à l'expansion du

commerce. Dans la mesure où ces hypothèses sont valides, il convient alors de régresser les variables de développement financier et d'ouverture commerciale sur la variable de la volatilité croisée par celle du régime de change. On calcule alors des valeurs qui indiquent de combien la fixité du taux de change nominal réduit les bénéfices du développement financier ou accentue le coût de l'ouverture commerciale par modification de l'impact de la volatilité sur ces deux déterminants de la croissance. L'application de cette seconde approche donne les régressions 4 et 5 du tableau 9. Les variables de développement financier et d'ouverture commerciale sont régressées sur les variables croisées du régime de change et de la volatilité respectivement. Dans les systèmes de change fixes, la volatilité limite davantage l'impact favorable du développement financier et accroît le coût de l'ouverture commerciale sur la croissance d'environ 12.6% ( $= 38.19 \times 0.33\%$ ) et 0.73% ( $= 7.30 \times 1\%$ ) respectivement.

#### ➤ **Importance relative des canaux**

Nous avons évalué l'importance relative de chacun des mécanismes par lesquels le système de change influence l'impact indirect de la volatilité sur la croissance, c'est à dire. l'impact qui est transmis par le biais des déterminants de la croissance. Les calculs montrent que le canal le plus important est celui de l'ouverture commerciale (environ 47%) suivi par l'investissement (32%), l'éducation (17%) et enfin le développement financier (4%). Le canal du développement financier apparaît relativement modeste par rapport à la place que ce thème occupe dans la littérature économique.

Comparée aux effets indirects, l'amplification de l'impact négatif direct de la volatilité sur la croissance apparaît faible. Les canaux indirects semblent ainsi plus importants que le canal direct par lequel le régime de change modifie l'impact négatif de la volatilité sur la croissance. Par ailleurs, l'ouverture commerciale et l'investissement se révèlent être des canaux indirects assez importants par lesquels le régime de change affecte les relations indirectes entre la



croissance et la volatilité.

## **Conclusion**

Le système de change affecte-t-il les effets de la volatilité sur la croissance ? Nous avons tenté de répondre à cette question par une analyse économétrique. Notre investigation révèle que la relation croissance-volatilité est sensible au régime de change. En effet, nos résultats montrent que les systèmes de change fixes amplifient l'impact négatif direct de la volatilité sur la croissance. Nous trouvons aussi que l'impact négatif de la volatilité sur la croissance est accentué par les régimes de change fixes indirectement à travers l'investissement, le capital humain et l'ouverture commerciale. En revanche, les bénéfices du développement financier sont renforcés dans les systèmes de change fixes. L'impact du régime de change sur l'effet direct de la volatilité apparaît faible relativement à son impact sur les effets indirects de la volatilité. De plus, les canaux de l'ouverture commerciale, de l'investissement et du capital humain semblent les plus importants.

Nous avons auparavant évalué les relations du système de change et de la volatilité avec la croissance à l'aide des régressions quantiles pour savoir si ces relations sont hétérogènes. Nous trouvons que le régime de change fixe est favorable à la croissance et à chaque fois que cet effet est statistiquement significatif, il l'est dans les quantiles inférieurs ou égaux à la médiane. Cela semble indiquer que la non-neutralité du régime de change prévaut principalement dans les pays à croissance faible. Dans les pays à croissance forte, les systèmes de change fixes et flexibles n'exercent pas d'effet statistiquement distincts. Nos résultats suggèrent aussi que la volatilité réduit la croissance à tous les quantiles mais avec un impact négatif qui tend à s'atténuer à mesure que les pays croissent rapidement.

Néanmoins, il serait intéressant de vérifier les résultats de régressions quantiles que nous avons

obtenus à l'aide d'un estimateur de régressions quantiles spécifiquement élaboré pour les données de panel. Bien que notre démarche ait déjà été utilisée par Koenker et Machado (1999), nous pensons que l'utilisation d'un estimateur de régressions quantiles pour données de panel reste nécessaire.

Par rapport au chapitre précédent, l'apport du présent chapitre peut se comprendre au niveau conceptuel et au plan des recommandations de politiques économiques. Au niveau conceptuel, nous avons montré dans le chapitre deux que la croissance est plus volatile dans les pays qui ont un régime de change fixe. Ce résultat laisse penser que, *ceteris paribus*, le système de change fixe qui induit une volatilité plus forte peut, de ce fait, réduire la croissance économique puisque la volatilité diminue la croissance. Néanmoins, le fait que le système de change fixe accentue la volatilité ne signifie pas forcément qu'un même niveau de volatilité réduit la croissance moyenne d'une ampleur exactement identique dans les régimes de change fixes et dans les régime flexibles. Le chapitre trois approfondit l'analyse et montre que, pour une volatilité donnée, le système de change fixe entraîne une amplification de l'impact négatif direct et indirect de la volatilité sur la croissance. En termes de recommandations de politiques économiques, le dernier résultat renforce la nécessité de trouver des mécanismes alternatifs d'ajustement lorsqu'un pays adopte un régime de change fixe. Cette recommandation est d'autant plus pertinente que la volatilité réduit davantage la croissance dans les pays qui ont des régimes de change fixes. Ce chapitre indique que le développement du système financier domestique pourrait améliorer la capacité d'ajustement de l'économie à la volatilité.

## Annexes

### Annexe 1 : Propriétés de l'estimateur de régressions quantiles

#### 1- Normalité asymptotique

Sous les conditions de régularité présentées dans Koenker et Bassett (1978), l'estimateur des régressions quantiles est asymptotiquement normal, i.e. :

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta) \xrightarrow{L} N(0, \Lambda_\theta)$$

avec,  $\Lambda_\theta = \theta(1-\theta)(E[f_{\mu_\theta}(0|X_i)X_i X_i'])^{-1} E[X_i X_i'] (E[f_{\mu_\theta}(0|X_i)X_i X_i'])^{-1}$ .

Pour estimer la matrice de variance-covariance  $\Lambda_\theta$ , Buchinsky (1995, 1998) recommande d'utiliser l'estimateur *Design Matrix Bootstrap* qui performe mieux que les deux autres estimateurs possibles (*Error Bootstrap Estimator* et *Sigma Estimator*).

L'estimateur *Design Matrix Bootstrap* s'obtient comme suit :

soit un échantillon  $(Y_i^*, X_i^*)$  tiré de la distribution empirique conjointe de X et Y,  $F_{nx}$ ; soient  $\hat{\beta}_{\theta 1}^*, \dots, \hat{\beta}_{\theta B}^*$  B estimations de  $\beta_\theta$  par bootstrap à partir du modèle de régression quantiles  $Y^* = X^* \beta_\theta + \mu_\theta^*$ ;

la matrice de variance-covariance est donnée par:

$$\hat{\Lambda}_\theta^{DMB} = \frac{n}{B} \sum_{j=1}^B (\hat{\beta}_{\theta j}^* - \bar{\beta}_\theta^*) (\hat{\beta}_{\theta j}^* - \bar{\beta}_\theta^*)'$$

avec  $\bar{\beta}_\theta^* = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B \hat{\beta}_{\theta j}^*$ .

La consistance de cette matrice vient de la convergence faible de la distribution conditionnelle de  $\sqrt{n}(\hat{\beta}_\theta^* - \hat{\beta}_\theta)$  vers la distribution inconditionnelle  $\sqrt{n}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta)$ . (p.102, Buchinsky, 1998).

Buchinsky montre aussi que l'estimateur général de kernel performe empiriquement aussi bien que l'estimateur *Design Matrix Bootstrap* sous l'hypothèse d'une hétéroscédasticité de forme générale.

#### 2- Equivariance

L'estimateur des régressions quantiles possèdent les propriétés d'équivariance suivantes:

$$\mathbf{P}_1: \hat{\beta}(\theta, \lambda Y, X) = \lambda \hat{\beta}(\theta, Y, X), \quad \lambda \in [0, \infty)$$

$$\mathbf{P}_2: \hat{\beta}(1-\theta, \lambda Y, X) = \lambda \hat{\beta}(\theta, Y, X), \quad \lambda \in (\infty, 0]$$

$$\mathbf{P}_3: \hat{\beta}(\theta, Y + X \gamma, X) = \hat{\beta}(\theta, Y, X) + \gamma, \quad \gamma \in \mathfrak{R}^K,$$

$$\mathbf{P}_4: \hat{\beta}(\theta, Y, XA) = A^{-1} \hat{\beta}(\theta, Y, X), \quad A_{K \times K} \text{ est une matrice non singulière.}$$

Annexe 2 : Définition et mesure des variables

Variable	Définition et mesure	Source
$Y_0$	Log du PIB réel par tête en début de période, dollars constants	<i>World Development Indicators</i> , Banque Mondiale
I	Log du ratio (%) de la formation brute de capital fixe au PIB	<i>idem</i>
SEC	Taux de scolarisation secondaire brut, début de période	<i>idem</i>
$g_{pop}$	Croissance de la population totale	<i>idem</i>
Ouv	Log du ratio (%) de la somme des exportations et des importations au PIB	<i>idem</i>
$Ouv_{t-1}$	valeur retardée d'une période de la variable $Ouv$	<i>idem</i>
FD	Log du ratio (%) du crédit bancaire au secteur privé domestique	<i>idem</i>
$FD_{t-1}$	valeur retardée d'une période de la variable FD	<i>idem</i>
$GOV_{t-1}$	Log de la consommation gouvernementale rapportée au PIB, retardée d'une période	<i>idem</i>
$\sigma_g$	Volatilité de la croissance. Ecart-type de la différence première du logarithme du PIB réel par tête en monnaie locale constante	<i>idem</i>
Life	Espérance de vie à la naissance, log	<i>idem</i>
$\pi_{t-1}$	Ratio du taux d'inflation à 1 + le taux d'inflation, retardé d'une période	<i>idem</i>
$\pi_{t-1}^2$	carré de $\pi_{t-1}$	<i>idem</i>
$Credit_{t-1}$	Log du ratio (%) du crédit domestique au PIB, retardé d'une période	<i>idem</i>
$Credit_{t-1}^2$	Carré de $Credit_{t-1}$	<i>idem</i>
$Dollar_{t-1}$	Log du ratio (%) des engagements en monnaie étrangère au PIB, retardé d'une période	<i>idem</i>
$Dollar_{t-1}^2$	Carré de $Dollar_{t-1}$	<i>idem</i>
Superf	Log de la superficie du territoire	<i>idem</i>
$Pop_{t-1}$	Log de la population totale, retardée d'une période	<i>idem</i>
Agriva	Log de la part (%) de la valeur ajoutée agricole dans le PIB	<i>idem</i>
Mines	Log du taux (%) d'exportations minières et pétrolières au PIB	<i>idem</i>
Urban	Log du taux (%) d'urbanisation	<i>idem</i>
Size	Log du PIB réel en dollars constants, retardé d'une période	<i>idem</i>
PRIM	Taux de scolarisation primaire brut, début de période	<i>idem</i>
$I_0$	Log du taux d'investissement en début de période	<i>idem</i>
$\Delta Ouv_{t-1}$	Différence première de la variable Ouv, retardée d'une période	<i>idem</i>
$\Delta FD_{t-1}$	Différence première de la variable FD, retardée d'une période	<i>idem</i>
$Partn_{t-1}$	Log de la part (%) du plus grand partenaire commercial dans le total des exportations retardée d'une période	DOT, FMI
$Partn_{t-1}^2$	Carré de $Partn_{t-1}$	<i>idem</i>
$Reserve_{t-1}$	Log du ratio (%) des réserves de change à la monnaie centrale, retardé d'une période	IFS, FMI
$Reserve_{t-1}^2$	Carré de $Reserve_{t-1}$	<i>idem</i>
Crise	Variable muette prenant la valeur 1 si le pays a connu une crise bancaire systémique au moins au cours de la période précédente	Caprio et Klingebiel (janvier 2003), Glick et Hutchison (2000) et Banque Mondiale (octobre 2003).
Fixe	Variable muette désignant les régimes de change fixes, moyenne de période	Reinhart et Rogoff (2003)
Interm	variable muette désignant les régimes de change intermédiaires, moyenne de période	<i>idem</i>
$\sigma_{pol}$	Nombre moyen de coups d'Etat, réussis ou non	Cerdi et auteur
Dist	Log de la distance aux dix principaux marchés mondiaux	Cerdi
Enclave	Variable muette désignant l'enclavement d'un pays	Auteur
leg_fr, leg_soc, leg_al, leg_scand	Variable muette désignant l'origine légale française, socialiste, germanique ou scandinave	Laporta (1999)
Periode1	Variable muette désignant la période allant de 1973 à 1979	Auteur
Periode2	Variable muette désignant la période allant de 1980 à 1984	<i>idem</i>
Periode3	Variable muette désignant la période allant de 1985 à 1989	<i>idem</i>
Periode4	Variable muette désignant la période allant de 1990 à 1994	<i>idem</i>
Periode5	Variable muette désignant la période allant de 1995 à 2000	<i>idem</i>

Annexes 3 : Tableaux des résultats de régression

Tableau 1 : Régressions quantiles de la croissance du PIB réel par tête

Coefficient	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5	Equation 6	Equation 7	Equation 8	Equation 9	Equation 10	Equation 11	Equation 12	Equation 13	Equation 14	Equation 15	Equation 16	Equation 17	Equation 18
<b>q10</b>																		
Y <sub>0</sub>	-0.0059055 (-1.80)*	-0.0060994 (-1.90)*	-0.0050264 (-1.59)	-0.0051219 (-1.54)	-0.0043024 (-1.40)	-0.0044497 (-1.53)	-0.0080204 (-2.09)**	-0.0063853 (-1.66)*	-0.0052159 (-1.30)	-0.0064014 (-1.85)*	-0.0064134 (-2.02)**	-0.0055107 (-1.75)*	-0.0052028 (-1.68)*	-0.0044785 (-1.47)	-0.0046920 (-1.52)	-0.0080244 (-1.95)*	-0.0062053 (-1.48)	-0.0050869 (-1.24)
I	0.0079619 (0.53)	0.0044799 (0.31)	0.0134484 (0.97)	0.0121348 (0.82)	0.0177463 (1.27)	0.0157891 (1.13)	0.0173289 (1.21)	0.0335223 (2.31)**	0.0328410 (2.21)**	0.0090255 (0.55)	0.0104532 (0.66)	0.0139258 (0.98)	0.0145378 (0.98)	0.0171884 (1.15)	0.0156620 (1.03)	0.0173548 (1.08)	0.0335176 (2.29)**	0.0320339 (2.07)**
SEC	-0.0000125 (-0.095)	-0.0000014 (-0.010)	-0.0000636 (-0.49)	-0.0000542 (-0.40)	-0.0000244 (-0.19)	-0.0000300 (-0.24)	0.0000480 (0.41)	0.0000219 (0.17)	-0.0000184 (-0.14)	0.0000547 (0.38)	0.0000994 (0.73)	-0.0000236 (-0.17)	-0.0000086 (-0.063)	-0.0000200 (-0.15)	-0.0000213 (-0.14)	0.0000487 (0.35)	0.0000026 (0.018)	-0.0000265 (-0.19)
g <sub>pop</sub>	-0.0026121 (-0.76)	-0.0029932 (-0.94)	-0.0031783 (-1.00)	-0.0032409 (-1.01)	-0.0041826 (-1.34)	-0.0040247 (-1.32)	-0.0055796 (-1.62)	-0.0070362 (-1.95)*	-0.0065237 (-1.88)*	-0.0026020 (-0.81)	-0.0027735 (-0.96)	-0.0027287 (-0.86)	-0.0028681 (-0.89)	-0.0043421 (-1.37)	-0.0040661 (-1.27)	-0.0055988 (-1.63)	-0.0068569 (-1.90)*	-0.0063648 (-1.88)*
Ouv	-0.0052199 (-0.88)		-0.0041784 (-0.71)		-0.0056369 (-0.97)			-0.0158775 (-2.85)**	-0.0155913 (-2.56)**	-0.0065961 (-1.02)		-0.0051810 (-0.84)		-0.0051077 (-0.86)		-0.0156686 (-2.52)**	-0.0152854 (-2.46)**	
Ouv <sub>t-1</sub>		-0.0040333 (-0.80)		-0.0034743 (-0.66)		-0.0043726 (-0.83)	-0.0091029 (-1.68)*				-0.0077951 (-1.37)		-0.0050546 (-0.95)		-0.0041446 (-0.69)	-0.0091550 (-1.68)*		
FD	0.0030314 (0.74)	0.0041761 (0.99)	0.0001693 (0.049)	0.0004960 (0.14)				0.0022823 (0.66)	0.0006864 (0.19)	0.0036311 (0.81)	0.0033378 (0.76)					0.0044041 (0.99)		
FD <sub>t-1</sub>					-0.0003447 (-0.10)	-0.0002194 (-0.064)						0.0008946 (0.25)	0.0003778 (0.099)	-0.0002290 (-0.063)	-0.0003867 (-0.11)		0.0020158 (0.57)	0.0006508 (0.18)
GOV <sub>t-1</sub>							-0.0072234 (-1.13)	-0.0064837 (-0.95)	0.0032273 (0.43)					-0.0064951 (-0.96)	-0.0052981 (-0.79)			0.0024945 (0.33)
σ <sub>g</sub>	-1.0125014 (-7.05)***	-0.9767629 (-6.74)***	-1.0845426 (-7.81)***	-1.0863336 (-7.83)***	-1.0457778 (-8.05)***	-1.0562333 (-7.54)***	-1.0333612 (-4.80)***	-1.1743036 (-4.99)***	-1.1891137 (-5.09)***	-0.9561441 (-5.94)***	-0.9481133 (-6.22)***	-1.0769881 (-7.18)***	-1.0624240 (-6.90)***	-1.0414303 (-6.66)***	-1.0604681 (-6.72)***	-1.0330439 (-4.44)***	-1.1737949 (-5.04)***	-1.1680673 (-4.90)***
Fixe	0.0115908 (1.41)	0.0107187 (1.31)	0.0140571 (1.73)*	0.0143020 (1.76)*	0.0159714 (1.94)*	0.0149878 (1.90)*	0.0063192 (0.82)	0.0072488 (0.92)	0.0077663 (0.96)	0.0133213 (1.46)	0.0158116 (1.77)*	0.0143727 (1.62)	0.0138219 (1.47)	0.0168575 (1.85)*	0.0164846 (1.73)*	0.0062950 (0.67)	0.0064731 (0.66)	0.0072927 (0.78)
Interm							0.0103606 (0.95)	0.0137927 (1.33)	0.0032869 (0.30)	0.0115257 (0.57)	0.0089870 (0.42)	0.0116818 (0.55)	0.0130676 (0.67)	0.0138279 (0.66)	0.0156582 (0.77)	0.0001366 (0.011)	-0.0019426 (-0.16)	-0.0007457 (-0.060)
σ <sub>pol</sub>	0.0114910 (0.56)	0.0141135 (0.62)	0.0109003 (0.50)	0.0142870 (0.68)	0.0111779 (0.57)	0.0127446 (0.59)	-0.0147456 (-0.70)	-0.0252161 (-1.12)	-0.0191436 (-0.83)	0.0115257 (0.57)	0.0089870 (0.42)	0.0116818 (0.55)	0.0130676 (0.67)	0.0138279 (0.66)	0.0156582 (0.77)	-0.0148972 (-0.65)	-0.0261007 (-0.17)	-0.0203869 (-0.89)
LAC	-0.0080340 (-0.86)	-0.0082368 (-0.96)	-0.0093482 (-1.09)	-0.0098657 (-1.13)	-0.0080931 (-0.97)	-0.0088420 (-1.03)	-0.0050905 (-0.54)	-0.0036273 (-0.36)	-0.0055968 (-0.58)	-0.0058464 (-0.63)	-0.0036465 (-0.42)	-0.0075557 (-0.83)	-0.0073574 (-0.76)	-0.0080038 (-0.89)	-0.0080508 (-0.92)	-0.0049976 (-0.51)	-0.0037556 (-0.37)	-0.0056643 (-0.58)
SASIA	-0.0161938 (-1.49)	-0.0197583 (-1.84)*	-0.0156079 (-1.47)	-0.0164325 (-1.52)	-0.0151205 (-1.54)	-0.0154794 (-1.52)	-0.0094100 (-0.78)	-0.0160656 (-1.52)	-0.0166311 (-1.51)	-0.0224650 (-2.03)**	-0.0113722 (-1.43)	-0.0155791 (-1.05)	-0.0141002 (-1.27)	-0.0143017 (-1.43)	-0.0161903 (-1.64)	-0.0094780 (-0.70)	-0.0150848 (-1.11)	-0.0158348 (-1.20)
SSA	-0.0237744 (-1.89)*	-0.0227166 (-1.85)*	-0.0238768 (-2.07)**	-0.0242424 (-1.82)*	-0.0178617 (-1.51)	-0.0189813 (-1.59)	-0.0055932 (-0.42)	-0.0023394 (-0.18)	-0.0034547 (-0.26)	-0.0189751 (-1.51)	-0.0151603 (-1.17)	-0.0222852 (-1.75)*	-0.0200475 (-1.48)	-0.0178216 (-1.41)	-0.0187815 (-1.44)	-0.0054615 (-0.41)	-0.0019107 (-0.14)	-0.0030022 (-0.22)
MENA	0.0010202 (0.096)	0.0021509 (0.23)	0.0024356 (0.24)	0.0025187 (0.24)	0.0084089 (0.54)	0.0079744 (0.75)	0.0021508 (0.20)	0.0019108 (0.16)	0.0006328 (0.05)	-0.0006507 (-0.060)	0.0017302 (0.17)	0.0025207 (0.24)	0.0035623 (0.34)	0.0081501 (0.77)	0.0074572 (0.72)	0.0021653 (0.19)	0.0023217 (0.20)	0.0003116 (0.026)
EAPAC	0.0013500 (0.18)	0.0017136 (0.25)	0.0005104 (0.067)	0.0000485 (0.0063)	0.0057072 (0.76)	0.0045398 (0.60)	0.0050992 (0.65)	0.0078652 (0.99)	0.0085198 (1.05)	0.0015308 (0.19)	0.0029752 (0.40)	0.0016211 (0.19)	0.0015792 (0.19)	0.0055454 (0.66)	0.0041470 (0.58)	0.0051145 (0.63)	0.0077537 (0.94)	0.0081544 (1.07)
LowInc							-0.0047022 (-0.25)	0.0052650 (0.27)	0.0056846 (0.28)							-0.0046369 (-0.21)	0.0036114 (0.17)	0.0041753 (0.19)
MiddleInc							0.0061195 (0.56)	0.0127408 (1.06)	0.0147775 (1.14)							0.0061505 (0.48)	0.0121525 (0.95)	0.0139590 (1.02)
NonOECD							0.0288467 (1.07)	0.0459134 (1.52)	0.0416747 (1.41)							0.0289953 (1.11)	0.0443783 (1.44)	0.0397623 (1.33)
Observations	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359
Pseudo R2 (%)	40	40	39	40	40	40	41	41	41	40	40	39	40	40	40	0.4101	0.4082	0.4083
F Test	11.83	10.47	11.73	10.67	10.89	10.23	9.11	9.29	8.21	9.96	11.84	10.64	10.71	9.55	9.61	11.26	8.98	7.93
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>q25</b>																		
Y <sub>0</sub>	-0.0047781 (-1.52)	-0.0043246 (-1.32)	-0.0046336 (-1.51)	-0.0044334 (-1.50)	-0.0046369 (-1.57)	-0.0045199 (-1.59)	-0.0041045 (-1.13)	-0.0038095 (-1.13)	-0.0043494 (-1.11)	-0.0047906 (-1.43)	-0.0040321 (-1.32)	-0.0047559 (-1.54)	-0.0044899 (-1.45)	-0.0047480 (-1.50)	-0.0048794 (-1.55)	-0.0037350 (-1.04)	-0.0039415 (-1.06)	-0.0042887 (-1.13)
I	0.0144297 (1.18)	0.0147842 (1.28)	0.0165945 (1.47)	0.0153473 (1.42)	0.0165834 (1.42)	0.0151432 (1.32)	0.0151808 (1.31)	0.0184653 (1.64)	0.0202704 (1.77)*	0.0142939 (1.24)	0.0146347 (1.30)	0.0175906 (1.46)	0.0154323 (1.31)	0.0180539* (1.68)	0.0161145 (1.38)	0.0151238 (1.32)	0.0185616 (1.64)	0.0204566 (1.70)*
SEC	0.0000139 (0.12)	0.0000212 (0.19)	0.0000250 (0.23)	0.0000239 (0.23)	0.0000252 (0.23)	0.0000233 (0.21)	0.0000436 (0.39)	0.0000648 (0.54)	0.0000728 (0.57)	0.0000151 (0.13)	0.0000418 (0.39)	0.0000139 (0.12)	0.0000231 (0.21)	0.0000026 (0.022)	0.0000288 (0.23)	0.0001133 (0.92)	0.0000692 (0.52)	0.0000743 (0.51)
g <sub>pop</sub>	-0.0047539 (-1.61)	-0.0048075 (-1.71)*	-0.0051657 (-1.85)*	-0.0051412 (-1.78)*	-0.0051649 (-1.88)*	-0.0053163 (-1.83)*	-0.0055257 (-1.91)*	-0.0047223 (-1.55)	-0.0050394 (-1.64)	-0.0047362 (-1.61)	-0.0047272 (-1.62)	-0.0049313 (-1.74)*	-0.0051800 (-1.77)*	-0.0048977 (-1.64)	-0.0053940 (-1.89)*	-0.0045106 (-1.45)	-0.0048739 (-1.54)	-0.0049768 (-1.62)
Ouv	-0.0105100 (-2.77)***		-0.0107522 (-2.78)***		-0.0107504 (-2.53)**			-0.0111653 (-3.15)***	-0.0122905 (-3.14)***	-0.0105723 (-2.43)**		-0.0099747 (-2.41)**		-0.0097778 (-1.97)*		-0.0113877 (-2.58)**	-0.0123499 (-2.73)***	

Ouv <sub>t-1</sub>		-0.0087358 (-2.94)***		-0.0085909 (-2.76)***		-0.0086482 (-2.60)***	-0.0098596 (-2.82)***		-0.0084852 (-2.31)**	-0.0092972 (-2.18)**		-0.0112839 (-3.04)***						
FD	0.0030903 (0.96)	0.0031852 (0.93)	0.0022829 (0.90)	0.0028623 (1.10)			0.0031969 (0.94)		0.0031595 (0.96)	0.0033756 (1.02)				0.0039726 (1.18)				
FD <sub>t-1</sub>					0.0022837 (0.85)	0.0029240 (1.14)		0.0021281 (0.83)	0.0020107 (0.73)		0.0023218 (0.85)	0.0028931 (1.06)	0.0024031 (0.91)	0.0028426 (0.99)		0.0021397 (0.77)	0.0019983 (0.71)	
GOV <sub>t-1</sub>					-0.0000051 (-0.00076)	0.0005712 (0.087)		0.0029340 (0.43)					0.0004980 (0.070)	0.0014363 (0.21)			0.0028686 (0.44)	
$\sigma_g$	-1.0382486 (-6.41)***	-1.0300953 (-6.52)***	-1.0701673 (-6.64)***	-1.0500271 (-6.52)***	-1.0702989 (-6.61)***	-1.0541640 (-6.41)***	-1.1164597 (-5.27)***	-1.1308070 (-5.27)***	-1.1729931 (-5.22)***	-1.0340845 (-5.74)***	-0.9913017 (-5.94)***	-1.0860789 (-6.21)***	-1.0530680 (-6.31)***	-1.0902432 (-6.14)***	-1.0647270 (-6.00)***	-1.1418045 (-5.27)***	-1.1281001 (-5.43)***	-1.1678731 (-4.95)***
Fixe	0.0096984 (1.57)	0.0100657 (1.62)	0.0108753 (1.66)*	0.0100661 (1.60)	0.0108665 (1.68)*	0.0100295 (1.62)	0.0111003 (1.71)*	0.0109301 (1.69)*	0.0119178 (1.81)*	0.0097549 (1.20)	0.0116572 (1.52)	0.0095487 (1.23)	0.0098968 (1.25)	0.0093066 (1.18)	0.0112119 (1.41)	0.0132283 (1.64)	0.0110950 (1.29)	0.0121939 (1.54)
Interm										0.0002832 (0.035)	0.0029316 (0.36)	-0.0015866 (-0.19)	-0.0002116 (-0.026)	-0.0018275 (-0.23)	0.0007145 (0.079)	0.0055623 (0.59)	0.0005850 (0.062)	0.0002897 (0.031)
$\sigma_{pol}$	-0.0043389 (-0.31)	-0.0022128 (-0.15)	-0.0036120 (-0.27)	-0.0019824 (-0.15)	-0.0035976 (-0.24)	-0.0018124 (-0.12)	-0.0037099 (-0.27)	-0.0026658 (-0.19)	-0.0002341 (-0.014)	-0.0042522 (-0.29)	-0.0010418 (-0.074)	-0.0035534 (-0.25)	-0.0019847 (-0.15)	-0.0039288 (-0.27)	-0.0021580 (-0.15)	0.0007359 (0.048)	-0.0024892 (-0.16)	-0.0009069 (-0.0059)
LAC	0.0009981 (0.13)	0.0033576 (0.49)	0.0034593 (0.49)	0.0052697 (0.78)	0.0034614 (0.47)	0.0057172 (0.80)	0.0012697 (0.14)	-0.0011789 (-0.13)	0.0003061 (0.035)	-0.0009673 (0.13)	0.0051039 (0.71)	0.0030555 (0.42)	0.0052910 (0.72)	0.0066869 (0.35)	0.0064930 (0.92)	-0.0005787 (-0.067)	-0.0011051 (-0.12)	0.0003995 (0.046)
SASIA	-0.0061634 (-0.67)	-0.0025085 (-0.26)	-0.0045487 (-0.46)	-0.0022591 (-0.25)	-0.0045579 (-0.50)	-0.0020210 (-0.21)	-0.0083309 (-0.64)	-0.0115727 (-0.98)	-0.0113106 (-0.83)	-0.0062535 (-0.61)	-0.0009617 (-0.099)	-0.0051756 (-0.53)	-0.0023395 (-0.25)	-0.0054205 (-0.53)	-0.0027067 (-0.28)	-0.0132819 (-1.12)	-0.0120818 (-0.94)	-0.0112328 (-0.85)
SSA	-0.0002407 (-0.022)	0.0027930 (0.26)	0.0006982 (0.067)	0.0027746 (0.25)	0.0007021 (0.067)	0.0029362 (0.28)	-0.0004840 (-0.038)	-0.0042995 (-0.36)	-0.0032624 (-0.27)	-0.0001646 (-0.014)	0.0056185 (0.49)	-0.0003026 (-0.028)	0.0027521 (0.25)	-0.0010451 (-0.088)	0.0014174 (0.13)	-0.0011482 (-0.091)	-0.0044914 (-0.36)	-0.0032064 (-0.25)
MENA	0.0163606 (1.76)*	0.0180150 (1.93)*	0.0168725 (1.93)*	0.0184350 (2.09)**	0.0168742 (1.75)*	0.0187015 (1.87)*	0.0155814 (1.56)	0.0110085 (1.06)	0.0099635 (0.98)	0.0163042 (1.75)*	0.0190436 (2.07)**	0.0161773 (1.78)*	0.0184887 (2.03)**	0.0156167 (1.69)*	0.0184025 (2.13)**	0.0113309 (1.12)	0.0109037 (1.07)	0.0099464 (1.00)
EAPAC	0.0093568 (1.18)	0.0091986 (1.18)	0.0105392 (1.36)	0.0103432 (1.38)	0.0105403 (1.32)	0.0108399 (1.38)	0.0066583 (0.72)	0.0059886 (0.88)	0.0072906 (0.88)	0.0092823 (1.07)	0.0104861 (1.37)	0.0100021 (1.27)	0.0103029 (1.30)	0.0096612 (1.12)	0.0110844 (1.45)	0.0058451 (0.71)	0.0061624 (0.72)	0.0073512 (0.89)
LowInc							0.0093985 (0.55)	0.0127048 (0.74)	0.0128155 (0.69)							0.0176027 (0.94)	0.0127816 (0.67)	0.0127559 (0.63)
MiddleInc							0.0089962 (0.82)	0.0105682 (0.91)	0.0121564 (1.00)							0.0152444 (1.34)	0.0103426 (0.87)	0.0120735 (0.98)
NonOECD							0.0410601 (1.90)*	0.0441146 (1.81)*	0.0491979 (2.00)**							0.0470296 (2.24)**	0.0445671 (1.99)**	0.0488703 (2.02)**
Observations	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359
Pseudo R2 (%)	32	32	32	32	32	32	33	33	33	32	32	32	32	32	32	33.39	33.09	33.18
F Test	9.20	9.49	10.14	8.80	8.79	10.11	7.18	6.46	6.61	7.95	10.24	8.84	8.58	8.39	8.18	7.39	6.87	5.90
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>q50</b>																		
Y <sub>0</sub>	-0.0038060 (-1.36)	-0.0039230 (-1.45)	-0.0028669 (-1.13)	-0.0028866 (-1.08)	-0.0032426 (-1.22)	-0.0030965 (-1.14)	-0.0024944 (-0.83)	-0.0014459 (-0.49)	-0.0019170 (-0.67)	-0.0025714 (-0.95)	-0.0026130 (-0.93)	-0.0025779 (-0.98)	-0.0024749 (-0.98)	-0.0025388 (-1.01)	-0.0024067 (-0.91)	-0.0024532 (-0.78)	-0.0013329 (-0.47)	-0.0018780 (-0.66)
I	0.0158052 (1.86)*	0.0156508 (1.91)*	0.0167397 (2.07)**	0.0163695 (1.92)*	0.0135773 (1.64)	0.0149895 (1.71)*	0.0169066 (1.94)*	0.0167822 (1.89)*	0.0187710 (2.12)**	0.0130466 (1.59)	0.0120055 (1.51)*	0.0131279 (1.57)	0.0132367 (1.57)	0.0116419 (1.42)	0.0130557 (1.54)	0.0152169 (1.89)*	0.0170241 (1.89)*	0.0189048 (2.21)**
SEC	-0.0000796 (-0.83)	-0.0000761 (-0.81)	-0.0000864 (-0.97)	-0.0000635 (-0.67)	-0.0000294 (-0.30)	-0.0000400 (-0.43)	-0.0000140 (-0.13)	-0.0000055 (-0.055)	-0.0000011 (-0.011)	-0.0000606 (-0.61)	-0.0000179 (-0.18)	-0.0000569 (-0.59)	-0.0000397 (-0.38)	-0.0000109 (-0.11)	-0.0000198 (-0.18)	0.0000365 (0.31)	-0.0000117 (-0.097)	-0.0000031 (-0.027)
g <sub>pop</sub>	-0.0042754 (-2.19)**	-0.0039357 (-1.83)*	-0.0040187 (-2.08)**	-0.0040651 (-2.09)**	-0.0037994 (-1.91)*	-0.0040114 (-2.03)**	-0.0045243 (-2.07)**	-0.0048102 (-2.24)**	-0.0050696 (-2.39)**	-0.0035666 (-1.80)*	-0.0036767 (-1.89)*	-0.0033278 (-1.76)*	-0.0036736 (-1.91)*	-0.0034668 (-1.71)*	-0.0036571 (-1.87)*	-0.0044405 (-2.04)**	-0.0048419 (-2.19)**	-0.0048876 (-2.36)**
Ouv	-0.0030021 (-1.11)		-0.0029050 (-1.16)		-0.0023875 (-0.85)		-0.0058065 (-1.97)**	-0.0072281 (-2.39)**		-0.0040592 (-1.38)		-0.0038478 (-1.34)		-0.0034561 (-1.08)		-0.0044405 (-2.04)**	-0.0057417 (-1.52)	-0.0072659 (-1.98)**
Ouv <sub>t-1</sub>		-0.0028936 (-1.25)		-0.0032724 (-1.45)		-0.0024580 (-0.97)	-0.0057790 (-2.32)**		-0.0056572 (-1.99)**		-0.0050918* (-1.83)*			-0.0039982 (-1.25)		-0.0064521 (-2.11)**		
FD	0.0016601 (0.53)	0.0022072 (0.66)	0.0003533 (0.16)	0.0005447 (0.24)			0.0016325 (0.50)		0.0016325 (0.50)	0.0026245 (0.89)					0.0024628 (0.80)			
FD <sub>t-1</sub>					0.0005228 (0.22)	0.0005661 (0.24)		-0.0002975 (-0.12)	-0.0001768 (-0.076)			0.0004466 (0.19)	0.0012747 (0.56)	0.0007134 (0.30)	0.0009397 (0.41)		-0.0003479 (-0.14)	-0.0000657 (-0.028)
GOV <sub>t-1</sub>					-0.0047017 (-0.94)	-0.0044138 (-0.91)		0.0058899 (1.02)						-0.0039393 (-0.76)	-0.0029566 (-0.59)			0.0056885 (1.06)
$\sigma_g$	-0.6274042 (-4.12)***	-0.6413101 (-3.96)***	-0.6392521 (-4.01)***	-0.6254627 (-3.96)***	-0.6606321 (-3.79)***	-0.6568221 (-3.96)***	-0.8120851 (-5.14)***	-0.8610315 (-5.11)***	-0.9309393 (-4.92)***	-0.6109474 (-3.72)***	-0.5383421 (-3.20)***	-0.6029051 (-3.67)***	-0.5581962 (-3.27)***	-0.6126576 (-3.56)***	-0.5874019 (-3.52)***	-0.7934942 (-4.85)***	-0.8684477 (-5.10)***	-0.9202700 (-4.88)***
Fixe	0.0084424 (2.17)**	0.0086857 (2.30)**	0.0083690 (2.15)**	0.0091106 (2.29)**	0.0063920 (1.52)	0.0064522 (1.63)	0.0079579 (1.89)*	0.0075787 (1.77)*	0.0075505 (1.84)*	0.0118727 (2.36)**	0.0132592 (2.58)**	0.0124482 (2.39)**	0.0137445 (2.63)**	0.0098779 (2.17)**	0.0108316 (1.86)*	0.0097372 (1.78)*	0.0075560 (1.32)	0.0076870 (1.36)
Interm							0.0070007 (0.87)	0.0113860 (1.42)	0.0070487 (0.87)	0.0048368 (0.36)	0.0071411 (0.56)	0.0038280 (0.30)	0.0034547 (0.27)	0.0013082 (0.098)	0.0053095 (0.41)	0.0090645 (0.69)	0.0028483 (0.22)	0.0066094 (0.56)
$\sigma_{pol}$	0.0030795 (0.25)	0.0019044 (0.15)	0.0016525 (0.13)	0.0025313 (0.20)	-0.0033901 (-0.26)	-0.0033633 (-0.26)	0.0048330 (0.41)	0.0033400 (0.28)	0.0054382 (0.45)	0.0048368 (0.36)	0.0071411 (0.56)	0.0038280 (0.30)	0.0034547 (0.27)	0.0013082 (0.098)	0.0053095 (0.41)	0.0090645 (0.69)	0.0028483 (0.22)	0.0066094 (0.56)
LAC	-0.0063447 (-1.14)	-0.0064997 (-1.07)	-0.0054231 (-0.94)	-0.0038169 (-0.71)	-0.0055731 (-0.95)	-0.0050328 (-0.88)	-0.0093751 (-1.41)	-0.0108917 (-1.68)*	-0.0094450 (-1.47)	-0.0043979 (-0.71)	-0.0022857 (-0.37)	-0.0050685 (-0.91)	-0.0035943 (-0.59)	-0.0052984 (-0.88)	-0.0049681 (-0.84)	-0.0077292 (-1.11)	-0.0107985 (-1.61)	-0.0094973 (-1.48)
SASIA	-0.0049035 (-0.57)	-0.0046102 (-0.56)	-0.0035579 (-0.41)	-0.0019939 (-0.25)	-0.0062496 (-0.78)	-0.0053451 (-0.68)	-0.0013273 (-0.11)	-0.0027062 (-0.22)	-0.0038512 (-0.29)	-0.0040559 (-0.48)	-0.0023613 (-0.28)	-0.0051597 (-0.50)	-0.0042731 (-0.50)	-0.0049247 (-0.58)	-0.0041087 (-0.50)	-0.0038427 (-0.28)	-0.0025380 (-0.20)	-0.0042206 (-0.34)



q90																		
Y <sub>0</sub>	-0.0129063	-0.0129019	-0.0119350	-0.0120172	-0.0128991	-0.0132342	-0.0099143	-0.0111518	-0.0086800	-0.0127322	-0.0129522	-0.0119971	-0.0118961	-0.0129813	-0.0132980	-0.0108017	-0.0092897	-0.0077302
I	0.0086879	0.0127316	0.0138149	0.0134836	0.0116653	0.0123756	0.0090920	0.0097858	0.0064969	0.0120521	0.0109392	0.0138262	0.0140127	0.0124879	0.0117102	0.0029869	0.0062987	0.0039305
SEC	0.0001056	0.0001670	0.0001935	0.0002122	0.0001788	0.0002121	0.0003163	0.0002798	0.0002305	0.0001514	0.0001641	0.0001884	0.0002025	0.0001801	0.0002170	0.0003896	0.0003113	0.0002759
g <sub>pop</sub>	-0.0046380	-0.0048737	-0.0047569	-0.0043666	-0.0050997	-0.0046830	-0.0043106	-0.0031890	-0.0030892	-0.0056199	-0.0053182	-0.0049736	-0.0045605	-0.0048231	-0.0047328	-0.0016401	-0.0021207	-0.0023548
Ouv	0.0060947	0.0018724	0.0018724	0.0033325	0.0033325	0.0033325	0.0060947	0.0026079	0.0056548	0.0022726	0.0019977	0.0019977	0.0019977	0.0038533	0.0019977	0.0019977	-0.0007879	0.0032958
Ouv <sub>t-1</sub>		0.0031988		0.0012912		0.0019979	0.0000912				0.0017015		0.0016442		0.0012074	-0.0029486		
FD	0.0063064	0.0051053	0.0023305	0.0020280			0.0054772			0.0054380	0.0053741					0.0072852		
FD <sub>t-1</sub>					0.0055864	0.0057007		0.0057125	0.0051583			0.0021099	0.0025399	0.0045530	0.0057070		0.0067462	0.0062782
GOV <sub>t-1</sub>					-0.0047722	-0.0050359								-0.0042788	-0.0065034			-0.0064832
σ <sub>g</sub>	-0.4078546	-0.4279647	-0.5236077	-0.5426761	-0.4775118	-0.4876440	-0.7368580	-0.6412600	-0.6690107	-0.4055776	-0.4178802	-0.5201530	-0.5242222	-0.5082134	-0.4944380	-0.6055780	-0.6314216	-0.6569346
Fixe	0.0121673	0.0159086	0.0163301	0.0159861	0.0161138	0.0165149	0.0095156	0.0060513	0.0065107	0.0199273	0.0206184	0.0169000	0.0157974	0.0154691	0.0174775	0.0136218	0.0105739	0.0100128
Interm										0.0043447	0.0047084	0.0010409	-0.0011036	-0.0015459	0.0012729	0.0091482	0.0088512	0.0050871
σ <sub>pol</sub>	-0.0285299	-0.0261553	-0.0296766	-0.0310841	-0.0268880	-0.0239820	-0.0163701	-0.0192037	-0.0206022	-0.0205510	-0.0208172	-0.0299744	-0.0296205	-0.0311018	-0.0211195	-0.0087786	-0.0083822	-0.0111724
LAC	-0.0037184	-0.0025453	0.0007612	0.0008749	-0.0026131	-0.0025893	-0.0172333	-0.0165702	-0.0194953	-0.0006097	-0.0010024	0.0015786	-0.0000107	-0.0031161	-0.0031040	-0.0189108	-0.0160915	-0.0189299
SASIA	-0.0210285	-0.0196869	-0.0185605	-0.0190553	-0.0217181	-0.0226999	-0.0395227	-0.0312501	-0.0279997	-0.0190580	-0.0202359	-0.0184607	-0.0182117	-0.0228102	-0.0243056	-0.0390942	-0.0359857	-0.0298489
SSA	-0.0183113	-0.0149616	-0.0110573	-0.0112945	-0.0131907	-0.0131331	-0.0218832	-0.0178404	-0.0174423	-0.0118648	-0.0134503	-0.0105716	-0.0115132	-0.0153294	-0.0128395	-0.0205665	-0.0176954	-0.0164846
MENA	0.0025563	0.0041919	0.0085920	0.0087422	0.0081166	0.0083016	-0.0067149	-0.0086347	-0.0042831	0.0054954	0.0049581	0.0090938	0.0079492	0.0074272	0.0087874	-0.0113835	-0.0086907	-0.0034838
EAPAC	0.0056752	0.0105883	0.0170244	0.0182525	0.0129869	0.0134222	0.0081750	0.0064276	0.0057730	0.0117267	0.0119906	0.0171576	0.0171206	0.0120612	0.0136813	0.0079856	0.0094515	0.0090356
LowInc							0.0370776	0.0225700	0.0256861							0.0316267	0.0309757	0.0311562
MiddleInc							0.0337712	0.0272586	0.0286375							0.0337932	0.0313063	0.0318391
NonOECD							0.0392538	0.0333153	0.0282399							0.0356603	0.0353001	0.0296282
Observations	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359	359
Pseudo R2 (%)	20	20	20	20	20	20	23	23	23	20	20	20	20	20	20	0.2360	0.2313	0.2335
F Test	3.30	3.78	3.60	3.48	3.27	3.76	3.82	3.11	2.71	3.89	3.61	4.36	3.50	3.69	3.06	2.80	2.81	2.76
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Notes: F-Tests d'égalité à zéro de tous les coefficients sauf la constante, à chaque quantile. Entre parenthèses, se trouvent le t de Student calculés par bootstrap avec 500 répliquions.

Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes désignant les périodes 1, 2, 3 et 4.

Tableau 2 : R2 des équations de première étape des régressions quantiles

Variable	R2 (%)	Instruments
Fixe	48	$\pi_{t-1}$ , $\pi_{t-1}^2$ , $Credit_{t-1}$ , $Credit_{t-1}^2$ , $Dollar_{t-1}$ , $Dollar_{t-1}^2$ , $Partn_{t-1}$ , $Partn_{t-1}^2$ , $Reserve_{t-1}$ , $Reserve_{t-1}^2$ , $Superf$ , $Pop_{t-1}$
Interm	43	Crise, $leg\_fr$ , $leg\_soc$ , $leg\_al$ , $leg\_scand$ , $Enclave$ , $Agriva$ , $Mines$ , $Urban$ , $Dist$ , $Eco$ , $PRIM$ , $I_0$ , $\Delta Ouv_{t-1}$
Ouv	91	$\Delta FD_{t-1}$ , $LAC$ , $SASIA$ , $SSA$ , $MENA$ , $EAPAC$ , $LowInc$ , $MiddleInc$ , $NonOECD$ , $Periode1$ , $Periode2$ , $Periode3$ , $Periode4$ , $SEC$ , $Y_0$ , $g_{pop}$ , $Ouv_{t-1}$ , $FD_{t-1}$
I	77	$GOV_{t-1}$ , $\sigma_{pol}$ , $Life$ , $FD_{t-1}^2$
FD	90	
σ <sub>g</sub>	39	



**Tableau 3** : Régression de la croissance par IV-GMM

Coefficient	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4
FD	0.0033046 (1.34)	0.0026460 (1.11)	0.0015551 (0.63)	0.0014106 (0.59)
I	0.0246744 (3.52)***	0.0216256 (2.92)***	0.0129098 (1.55)	0.0124505 (1.49)
Ouv	-0.0100740 (-3.02)***	-0.0098845 (-3.00)***	-0.0085081 (-2.57)**	-0.0092528 (-2.78)***
$\sigma_g$	-0.7479451 (-5.23)***	-0.7170840 (-4.93)***	-0.8045970 (-5.34)***	-0.7597452 (-4.85)***
Fixe	0.0101996 (2.03)**	0.0099426 (2.00)**	0.0098635 (2.09)**	0.0096762 (2.07)**
$Y_0$	-0.0026292 (-1.33)	-0.0061831 (-2.49)**	0.0001659 (0.071)	-0.0021868 (-0.85)
$g_{pop}$	-0.0061943 (-3.11)***	-0.0053326 (-2.86)***	-0.0062568 (-3.07)***	-0.0059323 (-2.98)***
SEC	0.0001949 (1.97)**	0.0001327 (1.21)	0.0000894 (0.79)	0.0000523 (0.44)
$GOV_{t-1}$	0.0078037 (1.52)	0.0093409 (1.80)*	0.0058977 (1.13)	0.0062396 (1.21)
$\sigma_{pol}$	0.0046767 (0.33)	0.0073729 (0.54)	0.0041792 (0.29)	0.0056922 (0.41)
OECD	-0.0266454 (-4.12)***	-0.0216270 (-3.11)***	-0.0338257 (-4.27)***	-0.0312245 (-3.91)***
Life		0.0007409 (2.03)**		0.0006434 (1.58)
LAC			-0.0106748 (-2.31)**	-0.0106379 (-2.30)**
SSA			-0.0093586 (-1.45)	-0.0041251 (-0.64)
MENA			0.0007861 (0.12)	0.0014725 (0.22)
EAPAC			0.0113003 (2.62)***	0.0101484 (2.34)**
Obs.	327	327	327	327
R2	31.16	33.27	30	32.35
F test	10.87	11.01	10.94	10.55
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J	29.435	32.922	29.625	31.275
P-value of J	0.2461	0.1330	0.2386	0.1801
p-value of difference in Sargan				
Crise	0.5425	0.5497	0.6860	0.5747
$\pi_{t-1}$ et $\pi_{t-1}^2$	0.8639	0.9014	0.7106	0.7411
Agriva, Mines	0.9583	0.7030	0.6444	0.5450

**Notes** : Entre parenthèses se trouvent les t-statistiques; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes désignant les périodes 1, 2, 3 et 4.

**Liste des instruments** :  $\pi_{t-1}$ ,  $\pi_{t-1}^2$ ,  $Credit_{t-1}$ ,  $Credit_{t-1}^2$ ,  $Dollar_{t-1}$ ,  $Dollar_{t-1}^2$ ,  $Partn_{t-1}$ ,  $Partn_{t-1}^2$ ,  $Reserve_{t-1}$ ,  $Reserve_{t-1}^2$ ,  $Superf$ ,  $Pop_{t-1}$ ,  $Crise$ ,  $leg\_fr$ ,  $leg\_soc$ ,  $leg\_al$ ,  $leg\_scand$ ,  $Enclave$ ,  $Agriva$ ,  $Mines$ ,  $Urban$ ,  $Dist$ ,  $Eco$ ,  $I_0$ ,  $Ouv_{t-1}$ ,  $\Delta Ouv_{t-1}$ ,  $\Delta FD_{t-1}$ ,  $FD_{t-1}$ ,  $FD_{t-1}^2$ , valeur retardée de la volatilité ( $\sigma_{gt-1}$ ). Les variables exogènes de chaque équation sont aussi incluses comme instruments.

**Tableau 4** : Elasticités de la croissance évaluées à la médiane

Variable	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4
FD	.1693001 [0.179]	.1248372 [0.264]	.0620095 [0.531]	.0563864 [0.560]
I	1.264093 [0.003]	1.020294 [0.011]	.5147897 [0.164]	.4977031 [0.178]
Ouv	-.5161011 [0.010]	-.4663522 [0.009]	-.3392682 [0.037]	-.3698783 [0.026]
$Y_0$	-.1346942 [0.211]	-.2917195 [0.021]	.0066141 [0.943]	-.0874168 [0.420]
Life		.0349535 [0.040]		.0257216 [0.115]
$\sigma_g$	-.9703374 [0.000]	-.856741 [0.000]	-.8124764 [0.000]	-.7690838 [0.000]
$g_{pop}$	-.6334792 [0.005]	-.5022332 [0.008]	-.4980473 [0.018]	-.4733845 [0.019]
SEC	.5016467 [0.076]	.3146619 [0.258]	.1791318 [0.457]	.1050863 [0.669]

**Notes**: entre les crochets, se trouvent les p-values.

**Tableau 5 : Régression de la croissance par IV-GMM, analyse de robustesse.**

Coefficient	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6	Eq. 7	Eq. 8	Eq. 9	Eq. 10	Eq. 11	Eq. 12
FD	0.0013375 (0.46)	.0007253 (0.26)	-0.0008570 (-0.30)	-0.0006411 (-0.23)	0.0037375 (1.40)	0.0029998 (1.19)	0.0016914 (0.68)	0.0015836 (0.65)	0.0029709 (0.94)	0.0021117 (0.70)	-0.0003759 (-0.12)	-0.0001878 (-0.064)
I	0.0294328 (3.77)***	.0276736 (3.51)***	0.0168578 (1.85)*	0.0162102 (1.80)*	0.0277083 (3.56)***	0.0231324 (2.90)***	0.0130647 (1.54)	0.0123399 (1.45)	0.0331337 (3.86)***	0.0301273 (3.56)***	0.0172486 (1.87)*	0.0165701 (1.81)*
Ouv	-0.0136562 (-3.19)***	-.0137442 (-3.29)***	-0.0113882 (-2.70)***	-0.0124786 (-2.98)***	-0.0089590 (-2.42)**	-0.0093084 (-2.56)**	-0.0087040 (-2.33)**	-0.0098415 (-2.63)***	-0.0125650 (-2.80)***	-0.0128676 (-2.96)***	-0.0102034 (-2.16)**	-0.0115617 (-2.50)**
$\sigma_g$	-0.8443617 (-5.82)***	-.7973889 (-5.09)***	-0.8875987 (-5.88)***	-0.8029327 (-4.79)***	-0.8468878 (-4.67)***	-0.7600788 (-4.26)***	-0.8028763 (-4.67)***	-0.7390371 (-4.13)***	-1.0179327 (-5.11)***	-0.9183293 (-4.68)***	-0.9834954 (-4.82)***	-0.8827322 (-4.13)***
Fixe	0.0244149 (3.38)***	.023823 (3.36)***	0.0182509 (2.74)***	0.0171864 (2.61)***	0.0068571 (1.06)	0.0080858 (1.30)	0.0101282 (1.67)*	0.0107288 (1.80)*	0.0193891 (2.29)**	0.0195931 (2.38)**	0.0155382 (1.92)*	0.0149978 (1.90)*
Interm					-0.0080734 (-1.13)	-0.0047602 (-0.71)	0.0001365 (0.019)	0.0015986 (0.23)	-0.0150938 (-1.45)	-0.0130207 (-1.31)	-0.0089467 (-0.71)	-0.0074856 (-0.63)
$Y_0$	-0.0034554 (-1.51)	-.0064669 (-2.33)**	0.0005196 (0.19)	-0.0017981 (-0.62)	-0.0033988 (-1.59)	-0.0071249 (-2.70)***	0.0000794 (0.032)	-0.0020958 (-0.77)	-0.0048248 (-1.93)*	-0.0085906 (-2.74)***	-0.0007352 (-0.24)	-0.0029455 (-0.89)
$g_{pop}$	-0.0055625 (-2.12)**	-.004934 (-2.00)**	-0.0053990 (-2.06)**	-0.0053031 (-2.10)**	-0.0072724 (-3.31)***	-0.0059574 (-2.96)***	-0.0063294 (-2.97)***	-0.0058812 (-2.83)***	-0.0066018 (-2.36)**	-0.0056943 (-2.21)**	-0.0059532 (-2.17)**	-0.0057610 (-2.19)**
SEC	0.0003648 (2.45)**	.0002831 (1.60)	0.0001976 (1.15)	0.0001136 (0.60)	0.0002020 (1.97)*	0.0001329 (1.18)	0.0000926 (0.81)	0.0000563 (0.47)	0.0004035 (2.58)**	0.0002905 (1.60)	0.0002005 (1.14)	0.0001200 (0.62)
GOV <sub>t-1</sub>	0.0090765 (1.60)	.0101127 (1.82)*	0.0091342 (1.58)	0.0089883 (1.58)	0.0089882 (1.64)	0.0101314 (1.86)*	0.0060744 (1.15)	0.0062423 (1.19)	0.0106118 (1.77)*	0.0116039 (1.97)**	0.0101796 (1.70)*	0.0099236 (1.69)*
$\sigma_{pol}$	0.0091718 (0.65)	.0116925 (0.84)	0.0057869 (0.40)	0.0068745 (0.49)	0.0045910 (0.31)	0.0074587 (0.52)	0.0046405 (0.32)	0.0061761 (0.44)	0.0070186 (0.47)	0.0105090 (0.73)	0.0046009 (0.31)	0.0060256 (0.41)
OECD					-0.0294656 (-4.13)***	-0.0225530 (-3.04)***	-0.0339303 (-4.24)***	-0.0312142 (-3.88)***				
Life		.0006683 (1.51)		0.0006624 (1.35)		0.0008038 (2.14)**		0.0006449 (1.56)		0.0008610 (1.84)*		0.0006737 (1.33)
LAC			-0.0093327 (-1.82)*	-0.0096387 (-1.90)*			-0.0104374 (-2.26)**	-0.0103478 (-2.24)**			-0.0093104 (-1.82)*	-0.0094597 (-1.87)*
SSA			-0.0086408 (-1.21)	-0.0043674 (-0.62)			-0.0090324 (-1.27)	-0.0032058 (-0.45)			-0.0121199 (-1.33)	-0.0070001 (-0.81)
MENA			0.0013809 (0.19)	0.0019891 (0.27)			0.0008491 (0.12)	0.0013121 (0.19)			0.0038113 (0.46)	0.0040777 (0.51)
EAPAC			0.0136543 (2.16)**	0.0124522 (1.98)**			0.0114071 (2.57)**	0.0104397 (2.35)**			0.0133524 (2.11)**	0.0122085 (1.94)*
Obs.	246	246	246	246	327	327	327	327	246	246	246	246
R2	0.2166	0.2547	0.2426	0.2909	0.2482	0.3087	0.2996	0.3292	0.0505	0.1469	0.1669	0.2359
F test	11.11	11.84	11.48	11.33	9.18	9.67	10.15	9.84	9.71	10.47	10.50	10.36
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J	22.192	24.360	25.438	26.320	26.210	30.756	29.136	30.713	18.507	20.941	24.182	25.123
P-value of J	0.5087	0.3841	0.3281	0.2860	0.3426	0.1609	0.2151	0.1622	0.6755	0.5244	0.3377	0.2912
p-value of Diff. in Sargan												
Crise	0.3409	0.3473	0.3911	0.4174	0.7212	0.7054	0.7181	0.5802	0.4713	0.4436	0.4792	0.4936
$\pi_{t-1}$ et $\pi_{t-1}^2$	0.8649	0.9158	0.8412	0.8538	0.8496	0.9065	0.7250	0.7633	0.6987	0.7948	0.7790	0.7945
Agriva et Mines	0.8463	0.6665	0.8412	0.4880	0.9439	0.7581	0.6288	0.5050	0.9828	0.8341	0.6241	0.5761

**Notes :** Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes désignant les périodes 1, 2, 3, et 4. Voir notes du tableau 3.

**Tableau 6** : Résumé des résultats des régressions de première étape

Variable	Shea Partial R2	Partial R2	F-test	P-value
<b>R2 partiels des régressions du tableau 3</b>				
<b>Equation 1</b>				
FD	0.6712	0.8030	54.88	0.0000
I	0.6544	0.7190	18.48	0.0000
Ouv	0.7513	0.8713	75.65	0.0000
$\sigma_g$	0.1945	0.2087	2.15	0.0007
Fixe	0.3203	0.3834	8.83	0.0000
<b>Equation 2</b>				
FD	0.6790	0.7976	52.28	0.0000
I	0.6463	0.7125	19.47	0.0000
Ouv	0.7539	0.8715	77.62	0.0000
$\sigma_g$	0.1824	0.1959	1.91	0.0038
Fixe	0.3246	0.3917	9.42	0.0000
<b>Equation 3</b>				
FD	0.6725	0.7844	45.61	0.0000
I	0.6402	0.6696	15.73	0.0000
Ouv	0.7583	0.8696	77.81	0.0000
$\sigma_g$	0.1919	0.2073	1.93	0.0034
Fixe	0.3490	0.4081	10.91	0.0000
<b>Equation 4</b>				
FD	0.6719	0.7846	44.75	0.0000
I	0.6355	0.6677	14.80	0.0000
Ouv	0.7600	0.8668	76.24	0.0000
$\sigma_g$	0.1752	0.1892	1.78	0.0090
Fixe	0.3555	0.4190	11.17	0.0000
<b>R2 partiels des régressions du tableau 5</b>				
<b>Equation 1</b>				
FD	0.6639	0.8125	54.47	0.0000
I	0.6605	0.7079	15.72	0.0000
Ouv	0.7577	0.8534	50.11	0.0000
$\sigma_g$	0.2024	0.2180	2.09	0.0019
Fixe	0.2924	0.3496	6.52	0.0000
<b>Equation 2</b>				
FD	0.6720	0.8060	49.28	0.0000
I	0.6593	0.7049	15.87	0.0000
Ouv	0.7603	0.8535	51.01	0.0000
$\sigma_g$	0.1868	0.1954	1.66	0.0249
Fixe	0.2958	0.3558	6.82	0.0000
<b>Equation 3</b>				
FD	0.6584	0.7724	39.48	0.0000
I	0.6440	0.6567	13.71	0.0000
Ouv	0.7699	0.8421	51.34	0.0000
$\sigma_g$	0.2016	0.2200	1.95	0.0045
Fixe	0.3126	0.3594	9.01	0.0000
<b>Equation 4</b>				
FD	0.6547	0.7721	38.87	0.0000
I	0.6436	0.6562	12.30	0.0000
Ouv	0.7716	0.8394	49.30	0.0000
$\sigma_g$	0.1774	0.1925	1.66	0.0251
Fixe	0.3172	0.3656	8.94	0.0000
<b>Equation 5</b>				
FD	0.6795	0.8030	54.88	0.0000
I	0.6032	0.7190	18.48	0.0000
Ouv	0.7061	0.8713	75.65	0.0000
$\sigma_g$	0.1608	0.2087	2.15	0.0007
Fixe	0.3490	0.3834	8.83	0.0000
Interm	0.2322	0.2769	7.31	0.0000
<b>Equation 6</b>				
FD	0.6837	0.7976	52.28	0.0000
I	0.6125	0.7125	19.47	0.0000
Ouv	0.7060	0.8715	77.62	0.0000

$\sigma_g$	0.1581	0.1959	1.91	0.0038
Fixe	0.3507	0.3917	9.42	0.0000
Interm	0.2584	0.2858	7.55	0.0000
<b>Equation 7</b>				
FD	0.6769	0.7844	45.61	0.0000
I	0.6385	0.6696	15.73	0.0000
Ouv	0.5988	0.8696	77.81	0.0000
$\sigma_g$	0.1624	0.2073	1.93	0.0034
Fixe	0.3253	0.4081	10.91	0.0000
Interm	0.2156	0.2865	7.31	0.0000
<b>Equation 8</b>				
FD	0.6761	0.7846	44.75	0.0000
I	0.6343	0.6677	14.80	0.0000
Ouv	0.6084	0.8668	76.24	0.0000
$\sigma_g$	0.1533	0.1892	1.78	0.0090
Fixe	0.3258	0.4190	11.17	0.0000
Interm	0.2277	0.2930	7.52	0.0000
<b>Equation 9</b>				
FD	0.6763	0.8125	54.47	0.0000
I	0.6313	0.7079	15.72	0.0000
Ouv	0.7308	0.8534	50.11	0.0000
$\sigma_g$	0.1523	0.2180	2.09	0.0019
Fixe	0.3365	0.3496	6.52	0.0000
Interm	0.2334	0.2955	4.78	0.0000
<b>Equation 10</b>				
FD	0.6847	0.8060	49.28	0.0000
I	0.6373	0.7049	15.87	0.0000
Ouv	0.7291	0.8535	51.01	0.0000
$\sigma_g$	0.1534	0.1954	1.66	0.0249
Fixe	0.3383	0.3558	6.82	0.0000
Interm	0.2559	0.2853	4.34	0.0000
<b>Equation 11</b>				
FD	0.6716	0.7724	39.48	0.0000
I	0.6420	0.6567	13.71	0.0000
Ouv	0.5574	0.8421	51.34	0.0000
$\sigma_g$	0.1247	0.2200	1.95	0.0045
Fixe	0.3155	0.3594	9.01	0.0000
Interm	0.1530	0.2689	3.81	0.0000
<b>Equation 12</b>				
FD	0.6675	0.7721	38.87	0.0000
I	0.6418	0.6562	12.30	0.0000
Ouv	0.5705	0.8394	49.30	0.0000
$\sigma_g$	0.1220	0.1925	1.66	0.0251
Fixe	0.3160	0.3656	8.94	0.0000
Interm	0.1644	0.2584	3.72	0.0000

**Note :** Les statistiques de Fisher des régressions de première étape sont robustes à l'hétéroscédasticité.

**Tableau 7** : Régression de croissance du tableau 3 avec la volatilité mesurée à l'aide du filtre Hodrick-Prescott

COEFFICIENT	Equation1	Equation2	Equation3	Equation4
FD	0.0041928 (1.79)*	0.0039154 (1.72)*	0.0031669 (1.34)	0.0028723 (1.26)
I	0.0218954 (3.03)***	0.0202209 (2.70)***	0.0084802 (1.00)	0.0086061 (1.03)
Ouv	-0.0098836 (-3.05)***	-0.0093739 (-2.91)***	-0.0079659 (-2.51)**	-0.0086873 (-2.69)***
$\sigma_g$	-1.0337149 (-5.65)***	-0.9833132 (-5.20)***	-1.0303426 (-5.68)***	-0.9641984 (-5.05)***
Fixe	0.0116255 (2.29)**	0.0111089 (2.21)**	0.0102211 (2.18)**	0.0100047 (2.15)**
$Y_0$	-0.0024259 (-1.15)	-0.0049573* (-1.88)*	0.0010103 (0.42)	-0.0014696 (-0.56)
$g_{pop}$	-0.0042753 (-2.11)**	-0.0035492 (-1.84)*	-0.0046408 (-2.14)**	-0.0043441 (-2.08)**
SEC	0.0001625 (1.66)*	0.0001218 (1.14)	0.0000398 (0.35)	0.0000085 (0.073)
$GOV_{t-1}$	0.0084376 (1.62)	0.0086475 (1.63)	0.0039392 (0.77)	0.0041658 (0.82)
$\sigma_{pol}$	0.0023390 (0.17)	0.0050204 (0.36)	-0.0027686 (-0.20)	0.0004348 (0.032)
OECD	-0.0262146 (-4.02)***	-0.0220721 (-3.21)***	-0.0333285 (-4.40)***	-0.0309043 (-4.07)***
Life		0.0005158 (1.39)		0.0006789 (1.67)*
LAC			-0.0120566 (-2.48)**	-0.0122607 (-2.52)**
SSA			-0.0068984 (-1.04)	-0.0015939 (-0.24)
MENA			0.0028120 (0.40)	0.0032702 (0.48)
EAPAC			0.0112312 (2.40)**	0.0098283 (2.12)**
Observations	327	327	327	327
R-2	0.2100	0.2436	0.2263	0.2627
F test	10.99	10.66	11.20	10.51
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	26.715	30.645	27.297	30.182
P-value of J	0.3703	0.2010	0.3412	0.2175

Notes : Voir tableau 3

**Tableau 8** : Régression de croissance du tableau 5 avec la volatilité mesurée à l'aide du filtre Hodrick-Prescott

COEFFICIENT	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6	Eq. 7	Eq. 8	Eq. 9	Eq. 10	Eq. 11	Eq. 12
FD	0.0026142 (0.93)	0.0022283 (0.83)	0.0016420 (0.58)	0.0015771 (0.58)	0.0047144 (1.82)*	0.0043608 (1.81)*	0.0032822 (1.36)	0.0029900 (1.29)	0.0046859 (1.45)	0.0039490 (1.33)	0.0025362 (0.83)	0.0022177 (0.77)
I	0.0261283 (3.25)***	0.0247641 (3.10)***	0.0113660 (1.23)	0.0112102 (1.25)	0.0250765 (3.12)***	0.0216222 (2.70)***	0.0087313 (1.02)	0.0085348 (1.01)	0.0294009 (3.31)***	0.0269202 (3.13)***	0.0109623 (1.16)	0.0111568 (1.22)
Ouv	-0.0132904 (-3.21)***	-0.0129188 (-3.21)***	-0.0111552 (-2.76)***	-0.0124674 (-3.10)***	-0.0087058 (-2.32)**	-0.0087652 (-2.39)**	-0.0082245 (-2.20)**	-0.0095005 (-2.53)**	-0.0112464 (-2.46)**	-0.0112088 (-2.57)**	-0.0094328 (-1.92)*	-0.0114716 (-2.43)**
$\sigma_g$	-1.1675211 (-6.10)***	-1.101278 (-5.40)***	-1.1130099 (-5.98)***	-0.9977989 (-4.98)***	-1.1443236 (-4.93)***	-1.0223963 (-4.46)***	-1.0216831 (-4.89)***	-0.9259727 (-4.27)***	-1.4676421 (-5.16)***	-1.3110333 (-4.83)***	-1.2403647 (-4.47)***	-1.0738036 (-3.95)***
Fixe	0.0262599 (3.59)***	0.0250672 (3.49)***	0.0169100 (2.52)**	0.0157541 (2.40)**	0.0084830 (1.26)	0.0094213 (1.48)	0.0106843 (1.69)*	0.0116200 (1.88)*	0.0203578 (2.27)**	0.0201050 (2.35)**	0.0137128 (1.56)	0.0139193 (1.67)*
Interm					-0.0086168 (-1.14)	-0.0047092 (-0.66)	0.0003512 (0.046)	0.0025268 (0.35)	-0.0195764 (-1.70)*	-0.0162474 (-1.51)	-0.0098387 (-0.70)	-0.0063748 (-0.50)
$Y_0$	-0.0026594 (-1.10)	-0.0052365 (-1.81)*	0.0018109 (0.66)	-0.0013226 (-0.45)	-0.0031244 (-1.35)	-0.0057076 (-2.03)**	0.0009649 (0.38)	-0.0012388 (-0.45)	-0.0041152 (-1.54)	-0.0074014 (-2.27)**	0.0007175 (0.24)	-0.0022200 (-0.67)
$g_{pop}$	-0.0045202 (-1.71)*	-0.003946 (-1.58)	-0.0044954 (-1.65)*	-0.0043992 (-1.71)*	-0.0050798 (-2.34)**	-0.0039746 (-1.99)**	-0.0046628 (-2.12)**	-0.0043004 (-2.04)**	-0.0054321 (-1.93)*	-0.0045988 (-1.77)*	-0.0047171 (-1.69)*	-0.0045418 (-1.72)*
SEC	0.0002530 (1.70)*	0.0001886 (1.12)	0.0000774 (0.45)	-0.0000117 (-0.065)	0.0001753 (1.70)*	0.0001270 (1.17)	0.0000446 (0.39)	0.0000160 (0.14)	0.0002897 (1.83)*	0.0001956 (1.12)	0.0000750 (0.42)	-0.0000077 (-0.042)
$GOV_{t-1}$	0.0102313 (1.74)*	0.0103916 (1.80)*	0.0073815 (1.28)	0.0077073 (1.38)	0.0092581 (1.66)*	0.0090105 (1.62)	0.0039952 (0.77)	0.0041164 (0.81)	0.0115897 (1.81)*	0.0114777 (1.86)*	0.0076128 (1.29)	0.0078639 (1.88)
$\sigma_{pol}$	0.0045998 (0.32)	0.0072791 (0.53)	-0.0023230 (-0.16)	0.0005754 (0.042)	0.0018302 (0.12)	0.0045513 (0.31)	-0.0023055 (-0.16)	0.0011111 (0.081)	0.0009077 (0.057)	0.0049824 (0.33)	-0.0041339 (-0.27)	-0.0001754 (-0.012)
OECD					-0.0290428 (-4.03)***	-0.0229675 (-3.15)***	-0.0334416 (-4.39)***	-0.0309425 (-4.06)***				
Life		0.0005617 (1.31)		0.0008544 (1.86)*		0.0005615 (1.45)		0.0006659 (1.61)		0.0007489 (1.63)		0.0008780 (1.83)*
LAC			-0.0104776 (-1.89)*	-0.0108027 (-2.00)**			-0.0119153 (-2.41)**	-0.0119244 (-2.42)**			-0.0113224 (-1.95)*	-0.0112213 (-2.02)**
SSA			-0.0058742 (-0.80)	-0.0004995 (-0.069)			-0.0065477 (-0.87)	-0.0004921 (-0.067)			-0.0097244 (-1.01)	-0.0026235 (-0.30)
MENA			0.0034050 (0.43)	0.0040894 (0.54)			0.0026433 (0.36)	0.0027025 (0.38)			0.0055883 (0.62)	0.0054716 (0.65)
EAPAC			0.0153737 (2.20)**	0.0137298 (2.03)**			0.0112436 (2.27)**	0.0102712 (2.11)**			0.0139322 (1.93)*	0.0126623 (1.81)*
Obs.	246	246	246	246	327	327	327	327	246	246	246	246
R2	0.0745	0.1316	0.1707	0.2362	0.1342	0.2197	0.2288	0.2742	-0.2226	-0.0552	0.0805	0.1906
F test	11.02	11.17	11.42	11.27	9.11	9.35	10.42	9.88	9.19	9.66	10.22	10.22
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	20.862	23.77	26.293	27.827	23.118	28.349	26.807	29.654	15.471	19.273	24.818	26.663
P-value	0.5895	0.4167	0.2872	0.2224	0.5129	0.2456	0.3135	0.1965	0.8412	0.6284	0.3059	0.2243

Notes : Voir tableau 3.

**Tableau 9** : Régressions auxiliaires des canaux de transmission

Coefficient	Regression 1 ( $\sigma_g$ )	Regression 2 (I)	Regression 3 (SEC)	Regression 4 (FD)	Regression 5 (Ouv)
Fixe	0.0157594** (2.16)				
Eco	-0.0040516*** (-5.80)		17.3222410*** (26.4)		0.0512749*** (2.75)
Pop <sub>t-1</sub>	0.0021074** (2.16)		-16.7950766*** (-19.3)		-0.2354699*** (-10.00)
Fixe x $\sigma_g$		-2.3368601 (-1.54)	-149.8209739 (-1.56)	-38.1913979*** (-4.41)	7.2985090* (1.84)
Observations	327	331	331	331	331
R2	0.0272	0.0632	0.7365	-0.5808	0.3777
F test	11.68	1.12	157.98	5.01	24.73
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	21.859	4.058	1.915	6.119	4.493
P-value of J	0.0391	0.2553	0.5902	0.1060	0.2129

**Notes**: Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes temporelles.

**Liste des instruments** : Régression 1 : Credit<sub>t-1</sub>, Credit<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Dollar<sub>t-1</sub>, Dollar<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Partn<sub>t-1</sub>, Partn<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Reserve<sub>t-1</sub>, Reserve<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Crise, leg\_fr, leg\_soc, leg\_al, leg\_scand. Pour les autres régressions, nous régressons d'abord la variable Fixe\* $\sigma_g$  sur  $\pi_{t-1}$ ,  $\pi_{t-1}$ <sup>2</sup>, Credit<sub>t-1</sub>, Credit<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Dollar<sub>t-1</sub>, Dollar<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Partn<sub>t-1</sub>, Partn<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, Reserve<sub>t-1</sub>, Reserve<sub>t-1</sub><sup>2</sup>, la valeur retardée de la volatilité ( $\sigma_{gt-1}$ ), Agriva, Urban ainsi que les variables exogènes Eco et Pop et les variables temporelles. Ensuite, les puissances d'ordre 2, 3, 4 et 5 de la prédite de Fixe\* $\sigma_g$  obtenue par cette régression sont utilisées comme instruments de la variable Fixe\* $\sigma_g$  dans les régressions du tableau 9.

**Tableau 10** : Régressions auxiliaires des canaux de transmission

Coefficient	Regression 1 ( $\sigma_g$ )	Regression 2 (I)	Regression 3 (SEC)	Regression 4 ( $\sigma_g$ )	Regression 5 ( $\sigma_g$ )
Fixe	0.0157594** (2.16)				
Eco	-0.0040516*** (-5.80)		17.3222410*** (26.4)		
Pop <sub>t-1</sub>	0.0021074** (2.16)		-16.7950766*** (-19.3)		
Fixe x $\sigma_g$		-2.3368601 (-1.54)	-149.8209739 (-1.56)		
FD				-0.0072563*** (-4.54)	
Ouv					0.0043692* (1.71)
Observations	327	331	331	331	331
R2	0.0272	0.0632	0.7365	0.1209	0.0493
F test	11.68	1.12	157.98	7.28	3.50
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hansen J statistic	21.859	4.058	1.915	1.218	1.357
P-value of J	0.0391	0.2553	0.5902	0.5440	0.2440

**Notes** : Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes temporelles. Voir tableau 9. Les régressions 1, 2 et 3 sont identiques aux régressions 1, 2 et 3 du tableau 9.

**Liste des instruments** : Régression 4 :  $\Delta$ FD<sub>t-1</sub>, FD<sub>t-1</sub>, FD<sub>t-1</sub><sup>2</sup>. Régression 5 : Ouv<sub>t-1</sub>,  $\Delta$ Ouv<sub>t-1</sub>.

## **Chapitre 4 : Ajustement économique et régimes de change : analyse à partir du déséquilibre du taux de change réel**

### ***Introduction***

La dévaluation du Franc CFA en janvier 1994 a été présentée – en partie – comme une mesure destinée à aligner le taux de change réel sur les fondamentaux économiques des pays membres. Le taux de change réel était jugé surévalué dans nombre de ces pays (Rama, 1998; Devarajan 1997); ce qui distord l'allocation des ressources productives et réduit la compétitivité internationale des producteurs domestiques. Même si les opinions sur l'ampleur des déséquilibres du taux de change réel dans les pays de la zone franc CFA ne sont pas consensuelles (voir Abdib et Tsangarides, 2006; Guillaumont et Guillaumont Jeanneney, 1995; Bird, 1998; Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1997 et Devarajan 1997), le cas de ces pays illustre un débat récurrent et ancien dans la littérature économique. Ce débat porte sur le rôle que joue le système de change dans les déséquilibres du taux de change réel. L'équilibre du taux de change réel est indépendant du régime de change. Il est déterminé par les valeurs d'équilibre des fondamentaux de l'économie. Cependant, les déséquilibres du taux de change réel, c'est à dire les déviations par rapport à sa valeur d'équilibre, dépendent du système de change en vigueur. Les analyses du choix du régime de change et ses conséquences sur l'économie évoquent fréquemment ce point (voir les références citées dans les chapitres précédents). De ce fait, le système de change a le potentiel d'influencer l'ajustement de l'économie (voir Catão et Solomou, 2005; Parsley and Popper, 2001; Baldi et Mulder, 2004 et Céspedes, Chang et Velasco, 2003). Car, le taux de change réel guide l'allocation des ressources productives dans une économie et entre pays. De façon générale, il est perçu comme un indicateur de l'évolution de la compétitivité internationale d'une économie (Driver et Westaway, 2004; Dufrenot et Yehoue, 2005; Abdib et Tsangarides,



2006; Corbo et de Melo, 1987; Bourguignon, de Melo et Suwa-Eisenmann, 1995; Aghevli, Khan et Montiel, 1991; et Soto et Elbadawi, 2008). En outre, l'intégration financière et commerciale mondiale grandissante accroît l'importance du rôle du taux de change dans l'ajustement extérieur (Obstfeld 2004a; Obstfeld et Rogoff, 2005; Ricci, Milesi-Ferretti et Lee, 2008; Chinn, 2005 et IMF, 2006). Également, une branche de la littérature se base sur le calcul du taux de change réel d'équilibre pour déterminer la parité de la monnaie domestique la plus appropriée *i.e.* celle qui rapproche le plus le taux de change réel de sa valeur d'équilibre. Cette approche est appliquée aux pays désirant adhérer à une zone monétaire ou voulant adopter un système de change fixe unilatéral. De nombreux travaux de cette littérature traitent des pays d'Europe Centrale et Orientale souhaitant accéder à l'Union Monétaire Européenne (*e.g.*, Coudert et Coharde, 2002 et 2006; Égert et Larhèche-Révil, 2003; Giannellis et Papadopoulos, 2007; Pons et Lacasta, 2003). D'autres exemples, non exhaustifs, couvrant divers pays sont Jeong et Mazier (2003), Alberola *et al.* (1999) et Froot et Rogoff (1991). Mais, le cas historique le plus célèbre reste certainement le retour de la Grande Bretagne dans le système de l'étalon-or en 1925 à la parité d'avant-guerre de la livre sterling, une parité surévaluée. La persistance de la surévaluation réelle de la livre a induit un ajustement économique très coûteux et a conduit à l'abandon de l'étalon-or par la Grande Bretagne en 1931. Williamson (2006) se sert de cette démarche pour proposer un nouveau système monétaire et de change international. Frenkel et Goldstein (1989) évaluent différentes propositions de réformes du système de change international visant à réduire la volatilité et les déséquilibres du taux de change réel des principales monnaies mondiales.

Ces raisons<sup>144</sup> incitent à comprendre davantage les effets du régime de change sur les déséquilibres du taux de change réel et par conséquent sur l'ajustement économique. Plus précisément, les déséquilibres du taux de change réel dépendent-ils du système de change ? Ces relations diffèrent-elles selon la classification des systèmes de change – *de jure* ou *de facto* –

---

<sup>144</sup>D'autres éléments justifiant l'importance du calcul du taux de change réel d'équilibre sont avancées par Driver et Westaway (2004) et Soto et Elbadawi (2008).

utilisée ? Les pays qui tiennent leurs promesses et ceux qui s'en écartent enregistrent-ils des performances différentes ?

Nous essayerons de répondre à ces questions dans ce chapitre. À cet effet, nous construirons des indicateurs de déséquilibre du taux de change réel en utilisant les techniques économétriques de panels non stationnaires. Ces indicateurs serviront ensuite à analyser l'ajustement économique sous différents régimes de change.

Nous définissons d'abord le taux de change réel d'équilibre dans la section suivante, avant d'exposer les relations entre les déséquilibres du taux de change réel et le système de change. Nous procéderons ensuite à une analyse économétrique des liens entre les déséquilibres du taux de change réel et le système de change. Des implications seront abordées dans la conclusion.

## ***I - Régimes de change et déséquilibres du taux de change réel : analyse théorique***

Dans cette section, nous abordons les effets du système de change sur les déséquilibres du taux de change réel au niveau théorique. Auparavant, une définition du taux de change réel d'équilibre à partir duquel les déséquilibres sont définis s'impose.

### **I.1- Equilibre et déséquilibres du taux de change réel**

#### ***I.1.1- Définitions***

On rencontre généralement deux conceptions du taux de change réel qui est le prix relatif de deux biens. La définition interne le considère comme le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables, dans un pays. Dans la conception externe, le taux de change réel désigne le ratio d'un indice agrégé de prix étranger à un indice agrégé de prix

domestique, exprimé dans la même monnaie. L'indice des prix à la consommation est souvent utilisé, notamment dans les pays en développement (Hinkle et Montiel, 1999). Chaque panier de consommation étant composé de biens échangeables et de biens non échangeables, il est facile de montrer que les deux conceptions du taux de change réel sont liées. Une discussion plus élaborée sur les différents concepts et mesures du taux de change réel est menée par Edwards (1987 et 1989a) et par Hinkle et Montiel (1999).

Quant au taux de change réel d'équilibre<sup>145</sup>, Edwards (1989a) le définit comme « *le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables qui, pour des valeurs soutenables d'autres variables pertinentes telles que les taxes du commerce, les prix internationaux, les flux d'aide et de capitaux et la technologie, conduit à la réalisation simultanée de l'équilibre interne et externe* ». L'équilibre interne<sup>146</sup> traduit le plein-emploi des facteurs de production dans les périodes courante et futures. L'équilibre externe signifie que la valeur actualisée des soldes courants actuel et futurs est nulle.

Le taux de change réel d'équilibre dépend uniquement de variables réelles appelées fondamentaux du taux de change réel. Ces derniers évoluent dans le temps, impliquant donc que le taux de change réel d'équilibre varie également dans le temps (Edwards 1988 et 1989a). La notion de taux de change réel d'équilibre reflète ainsi un sentier de valeurs et non une valeur unique comme cela est supposé dans les définitions statiques des théories de la parité du pouvoir d'achat<sup>147</sup>. Par contre, le taux de change réel observé dépend à la fois des fondamentaux et de variables monétaires (Edwards, 1989a). Ainsi, le taux de change réel dévie de son équilibre du fait des variables monétaires et des fluctuations transitoires des fondamentaux dans le court terme<sup>148</sup>. Edwards distingue un mésalignement macroéconomique résultant de politiques

---

145Pour une discussion des concepts d'équilibre du taux de change réel, se référer à Driver et Westaway (2004).

146Il correspond à l'équilibre des marchés des biens non échangeables et du travail associé à une inflation faible.

147Froot et Rogoff (1994) proposent une revue détaillée de l'évidence sur la parité du pouvoir d'achat et le taux de change réel de long terme. Voir également MacDonald (1995).

148Frenkel et Goldstein (1989) définissent le mésalignement comme une déviation significative du taux de change réel courant par rapport à son niveau d'équilibre.

macroéconomiques inappropriées et un mésalignement structurel qui survient lorsque des frictions dans l'économie empêchent l'ajustement du taux de change réel à des modifications durables des fondamentaux.

### **1.1.2- Concepts de taux de change réel d'équilibre**

Le taux de change réel d'équilibre n'est pas observable. Pour le mesurer, plusieurs approches ont été proposées dans la littérature empirique. Une excellente revue de ces approches est faite par MacDonald (2000), Isard (2007) et Hinkle et Montiel (1999) qui discutent également leurs mérites et limites respectifs (voir aussi Driver et Westaway, 2004; Chinn et Johnston, 1996; Di Bella, Lewis et Martin, 2007; Frenkel et Goldstein, 1989; FMI, 2006; Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon, 2008; Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1997 et Soto et Elbadawi, 2008). Pour l'objet de ce chapitre, nous rappellerons les principales méthodes existantes.

#### **- La parité du pouvoir d'achat**

Dans sa version absolue, la théorie de la parité du pouvoir d'achat (PPA) prédit l'égalisation des prix d'un bien à long terme par arbitrage sur le marché des biens. Elle implique donc que le taux de change réel est égal à un. Empiriquement, l'hypothèse de PPA absolue est en général rejetée dans l'après Bretton Woods (voir Pedroni, 1996 et ses références). La forme relative de la PPA reconnaît que les prix peuvent différer entre pays du fait par exemple de l'existence de coûts de transaction. De ce fait, les variations du taux de change nominal compensent les écarts d'inflation entre pays de sorte que les déviations du taux de change réel de son équilibre de PPA sont transitoires. Le taux de change réel d'équilibre s'obtient alors comme la moyenne de long terme du taux de change réel. En pratique, concluent MacDonald (2000) et Froot et Rogoff (1994), la capacité de la PPA à décrire correctement le taux de change réel de long terme reste limitée<sup>149</sup>. Par conséquent, elle n'offre pas d'indication fiable sur le degré de

---

<sup>149</sup>Pour d'autres résultats sur la PPA, voir, entre autres, Taylor et Sarno (1998), Diebold *et al.* (1991), Lothian et

mésalignement d'une monnaie. Par ailleurs, la persistance des déviations du taux de change réel par rapport à la PPA indique que d'autres facteurs déterminent aussi l'évolution du taux de change réel. En effet, la théorie de la PPA fait abstraction des effets des fondamentaux de l'économie et des flux de capitaux sur l'évolution du taux de change réel (Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1997). Cela a conduit à la proposition d'autres approches que nous exposons maintenant.

### **- Extensions du modèle de la parité du pouvoir d'achat**

Le modèle de la parité du pouvoir d'achat a été amendé pour le rapprocher de la réalité en intégrant des facteurs d'offre et de demande dans la détermination du taux de change réel et de son équilibre. Dans cette optique<sup>150</sup>, le modèle de PPA a été étendu pour prendre en compte le rôle de la productivité dans le modèle de Balassa-Samuelson et de l'offre relative de monnaie dans l'approche monétaire. Plus précisément, l'effet de Balassa-Samuelson prédit que, relativement à l'étranger, lorsque la productivité croît plus vite dans le secteur des biens échangeables comparativement à celui des biens non échangeables, le taux de change réel observé et d'équilibre s'apprécie<sup>151</sup>. Seuls les facteurs d'offre exercent un effet sur l'équilibre du taux de change réel dans ce modèle car on fait les hypothèses de mobilité parfaite du travail entre secteurs de production domestiques, de rendements d'échelle constants et de mobilité internationale parfaite du capital.

L'approche monétaire de la PPA n'attribue pas un rôle direct aux facteurs réels car ceux-ci n'influencent le taux de change réel que par l'intermédiaire de leur impact sur la demande d'encaisses réelles (voir MacDonald, 2000).

---

McCarthy (2002), Wei et Parsley (1995), Bergstrand (1991), Betts et Devereux (2000) et Taylor et Taylor (2004).

<sup>150</sup>MacDonald (2000) expose également une approche de détermination du taux de change réel d'équilibre combinant la PPA et la parité non couverte des taux d'intérêt. Nous n'aborderons pas cette approche ici et renvoyons le lecteur à l'article de MacDonald pour plus de détails.

<sup>151</sup>Une croissance identique de productivité dans les secteurs domestiques des biens échangeables et non échangeables plus élevée qu'à l'étranger apprécie également le taux de change réel et son niveau d'équilibre si le secteur des biens non échangeables est relativement plus intensif en travail (*e.g.*, Froot et Rogoff, 1994; Canale, 2002).

En dehors des extensions de la PPA, il existe d'autres approches visant à dériver l'équilibre à partir d'une spécification des relations du taux de change réel avec des variables réelles observables qui influencent l'équilibre macroéconomique interne et externe à long terme. Au nombre de ces approches se trouvent le taux de change réel d'équilibre comportemental (BEER) ainsi que les mesures de taux de change réel d'équilibre dérivées de l'équilibre interne-externe telles que le taux de change réel d'équilibre fondamental (FEER) et le taux de change réel naturel (NATREX).

#### **- Le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)**

Cette approche conçoit le taux de change d'équilibre comme le niveau du taux de change réel à long terme qui est déterminé par les fondamentaux économiques. Ces derniers – qui influencent l'évolution des taux de change réels futurs anticipés – regroupent, entre autres, les termes de l'échange, les flux financiers extérieurs nets en plus de l'effet Balassa-Samuelson. L'équilibre n'est pas imposé de façon normative mais est estimé économétriquement. Le taux de change d'équilibre est alors calculé à l'aide des coefficients estimés des fondamentaux. Une limite du BEER<sup>152</sup> est qu'il n'est pas toujours mis en œuvre dans un cadre d'équilibre général (Soto et Elbadawi, 2008).

#### **- Le taux de change réel d'équilibre fondamental (FEER)**

Contrairement au BEER, le FEER (initialement proposé par Williamson<sup>153</sup>, 1983 et 1994 et par Edwards, 1989a) postule le niveau désirable et soutenable du solde du compte de capital qui est la contrepartie du solde courant associé à l'équilibre interne. A ce niveau d'équilibre interne désirable correspond un niveau du taux de change réel dénommé taux de change d'équilibre fondamental. Cette approche introduit un jugement subjectif de l'analyste dans la détermination du niveau soutenable de l'épargne nette et des flux financiers – notamment des

---

152Pour un exposé plus détaillé des limites des approches par équations réduites, voir Edwards et Savastano (1999).

153La référence à Williamson pour le FEER apparaît chez plusieurs auteurs parmi lesquels MacDonald (2000).

déterminants de l'épargne nette à moyen terme – ainsi que dans le choix des élasticités du commerce nécessaires au calcul du FEER. De plus, elle est sensible à des effets d'hystérèse puisqu'une amélioration temporaire du solde courant accroît les actifs nets étrangers et par là les flux financiers nets à moyen terme (Frenkel et Goldstein, 1989 et Driver et Westaway, 2004). De surcroît, comme le soulignent Soto et Elbadawi (2008) aucun rôle n'est dévolu ni aux fondamentaux économiques ni à la dynamique d'ajustement du taux de change réel dans cette approche. Le FMI a tenté d'améliorer le calcul du solde du compte de capital désirable et soutenable à l'aide d'équations dynamiques de l'épargne et de l'investissement désirables (voir MacDonald (2000) pour plus de détails).

#### **- Le taux de change réel naturel (NATREX)**

Le NATREX<sup>154</sup> introduit la préférence pour le présent et la productivité du capital (relativement à l'étranger) comme fondamentaux. À l'équilibre de long terme, le compte courant est équilibré, les actifs nets et le stock de capital demeurent constants et la variation anticipée du taux de change réel est nulle.

#### **- Les techniques purement statistiques**

Nous concluons ce tour d'horizon en évoquant brièvement les techniques statistiques. Elles visent à décomposer le taux de change réel courant en une composante transitoire et une composante permanente qui représente l'évolution du taux de change réel à long terme. Par rapport à la PPA, ces méthodes autorisent le taux de change réel de long terme à varier dans le temps. Cependant, elles ne reposent sur aucune théorie de détermination du taux de change réel d'équilibre. Les filtres de Hodrick-Prescott ou de Christiano-Fitzgerald, les décompositions univariées et multivariées de Beveridge et Nelson sont des illustrations de cette approche

---

<sup>154</sup>Les approches de l'équilibre interne-externe proposent en général deux types de mesures du taux de change réel d'équilibre: une mesure de moyen terme satisfaisant des contraintes de flux et une autre de long terme compatible avec des contraintes stock-flux. Signalons également que le BEER est un concept de long terme *i.e.* il impose l'égalité à 0 de la somme actualisée des flux actuel et futures.

(MacDonald, 2000 et Driver et Westaway, 2004 fournissent plus de détails).

Une fois qu'on dispose d'une estimation du taux de change réel d'équilibre, on déduit alors le mésalignement comme l'écart du taux de change réel courant à la valeur d'équilibre. Dans notre analyse, nous adopterons la définition dynamique du taux de change réel d'équilibre proposée par Edwards que nous venons de présenter. Dans la section qui suit, nous traiterons des effets du régime de change sur les déséquilibres du taux de change réel.

## **I.2- Déséquilibres du taux de change réel et régimes de change**

Le taux de change réel d'équilibre est indépendant du système de change car l'équilibre de l'économie réelle est identique à long terme en changes fixes ou flexibles. À court terme par contre, le système de change peut affecter les déséquilibres du taux de change réel. En effet, la présence de rigidités nominales dans l'économie justifie que l'ajustement du taux de change réel diffère suivant le régime de change. Comme nous l'avons évoqué dans les chapitres précédents, le taux de change réel varie en réponse aux chocs qui affectent l'économie. En l'absence de rigidités et toutes choses égales, le rôle du système de change dans l'ajustement du taux de change réel devient trivial. Quand les prix ou les salaires sont rigides, les variations du taux de change réel s'opèrent à travers les variations du taux de change nominal en régimes de change flexibles (Frenkel et Goldstein, 1989). En changes fixes, le taux de change réel s'écarte de son équilibre (voir *e.g.*, Ahn et Kim, 2006; Céspedes, Chang et Velasco, 2004; Bird, 1998 et Elbadawi et Soto, 1994). Le mésalignement persiste aussi longtemps que les prix et salaires domestiques s'ajusteront pour rétablir l'équilibre de l'économie (Chang et Velasco, 2000; Edwards, 1989b). Ces processus différents d'ajustement du taux de change dans les systèmes de change fixes et flexibles sont confirmés par Sarno, Valente and Wohar (2003) dans six pays



européens industrialisés<sup>155</sup>. La preuve que l'ajustement du taux de change réel s'est effectué principalement par des variations du taux de change nominal des pays de la périphérie<sup>156</sup> du système de l'étalon-or est établie par Catão et Solomou (2005).

Pour accélérer le retour à l'équilibre du taux de change réel, les autorités peuvent dévaluer la parité de la monnaie dans un système de change fixe et ajustable. Cependant, dans les régimes extrêmes de fixité, l'option de la dévaluation n'est pas toujours disponible. Par ailleurs, pour être efficace, le recours à la dévaluation nécessite de connaître l'ampleur du mésalignement et la sensibilité du taux de change réel à une modification de la parité nominale. Etant donné que l'économie est soumise à des chocs de nature et d'ampleur différentes et changeantes et que le caractère transitoire ou permanent de ces perturbations est incertain, la dévaluation nécessaire pour restaurer l'équilibre du taux de change réel est « inconnue » et peut être problématique en termes d'économie politique. Néanmoins, en présence de déséquilibres réels sévères, un consensus peut se dégager au sein des agents économiques pour procéder à une dévaluation<sup>157</sup>. Burnstein, Eichenbaum et Rebelo (2005) expliquent la forte dépréciation réelle consécutive à la forte dévaluation nominale en Argentine en 2001, au Brésil en 1999, en Corée et Thaïlande en 1997 et au Mexique en 1994, essentiellement par la lenteur d'ajustement des prix des biens non échangeables. La contribution de ces derniers, bien qu'importante, est d'ampleur moindre dans quatre autres dévaluations d'ampleur moyenne (Finlande, Italie, Suède et Grande-Bretagne en 1992) comparativement aux cas de larges dévaluations. Parsley and Popper (2001) ont cherché à comprendre comment le taux de change réel s'est ajusté sous différents systèmes de change officiels de 1961 à 1992. Ils confirment que l'ajustement s'est opéré surtout par des modifications du taux de change nominal, notamment en présence de déséquilibres relativement élevés et qu'il a été nettement plus rapide dans les régimes de change fixes dollar. Les auteurs justifient

---

155L'échantillon est constitué de la Belgique, la Finlande, la France, l'Italie, le Portugal et la Suisse.

156Le centre du système de l'étalon-or regroupe la Grande Bretagne, l'Allemagne, les Etats-Unis et la France.

157Pour une analyse de la dévaluation, voir Calvo (1989), Edwards (1986), Lizondo et Montiel (1988), Morley (1992); Bahmani-Oskooee (1998). Une étude épisodique du rôle de la dévaluation dans l'ajustement économique des pays d'Amérique Latine est conduite par Edwards (1989b).

l'ajustement asymétrique et plus rapide dans les systèmes de change fixes par des considérations de parité de pouvoir d'achat. Analysant uniquement les épisodes de surévaluation réelle, Goldfajn et Valdes (1999) fournissent une autre preuve que la dépréciation du taux de change nominal réalise l'essentiel de la correction de la surévaluation réelle, notamment en présence d'appréciations d'ampleurs moyennes et fortes. Ces résultats prouvent donc la nécessité de procéder à des modifications de parité nominale en régimes de change fixes pour corriger le mésalignement, en particulier la surévaluation du taux de change réel.

Pour des déséquilibres d'ampleur modérée, la correction se fera probablement majoritairement par les prix dans les systèmes de change fixes car le consensus nécessaire à la dévaluation est plus difficile à obtenir ou le coût politique de la dévaluation est jugé élevé (Collins, 1996). Le processus d'ajustement devient alors lent car les prix s'ajustent lentement à la baisse. Les déséquilibres réels s'accumulent alors.

L'ajustement relativement plus rapide du taux de change réel en régime de change flexible repose aussi sur l'hypothèse de crédibilité de la politique monétaire. Si les autorités monétaires ne sont pas crédibles, la flexibilité du taux de change nominal peut être une source d'instabilité monétaire qui perturbe l'ajustement du taux de change réel (voir, *e.g.*, Kent et Naja, 1998; Lothian et McCarthy, 2002). Dans ce cas, l'adoption d'un système de change fixe peut aider à éliminer la source domestique d'instabilité au prix d'un abandon de l'autonomie monétaire (Obstfeld et Rogoff, 1995). Les programmes de stabilisation basés sur le taux de change nominal poursuivent cet objectif. Mais, leur crédibilité<sup>158</sup> initiale limitée a souvent contraint les pays à maintenir des taux d'intérêt relativement élevés. Ces taux élevés ont, en retour, attiré des capitaux, notamment de court terme, qui ont financé la consommation et l'investissement dans l'immobilier. La demande accrue de biens non échangeables résultant de la hausse de la demande

---

<sup>158</sup>Comme le rappellent Rebelo et Végh (1995), l'expansion économique et l'appréciation du taux de change réel suivies d'une contraction et une dépréciation réelle ont été expliquées par d'autres facteurs tels que l'inertie de l'inflation domestique ou les effets de richesse des réformes budgétaires.

globale a alimenté une appréciation puis une surévaluation réelle<sup>159</sup> qui a conduit, parfois, à l'échec du programme et à l'abandon de la parité fixe de la monnaie (voir Dornbusch et Werner, 1994; Calvo et Mendoza, 1996; Rebelo et Végh, 1995; Corbo et de Melo, 1987; Rebelo, 1997; Calvo et Végh, 1993; Calvo, 1986 et 1991; Dellas, Swamy & Tavlas, 2002; Guidotti et Végh, 1999; Edwards, 1996 et leurs références).

Dans d'autres situations où le taux de change réel était surévalué ou perçu comme tel, des attaques spéculatives ont été initiées. Nous avons exposé les trois générations de modèles de crises de change dans le second chapitre de notre thèse. La principale implication est que ces crises forcent le rétablissement d'une parité de change compatible avec les fondamentaux de l'économie. Selon Aizenman et Glick (2005), l'adoption d'un système de change fixe peut enfermer le pays dans une « trappe » qui finit par conduire à une sortie couteuse du régime de fixité. Quand l'économie subit un choc adverse, les autorités sont confrontées à un dilemme : assurer la stabilité du taux de change nominal promise ou stabiliser le taux d'intérêt (Obstfeld et Rogoff, 1995; Agénor et Masson, 1999; Calvo et Mishkin, 2003; Obstfeld, 1994 et 1996).

La peur du flottement est un autre facteur qui peut établir une relation entre le système de change et le mésalignement. À la suite de la crise asiatique de 1997-1998, la littérature économique a montré que les variations du taux de change nominal modifient l'actif net des entreprises et le coût de leur financement. Cet impact trouve son origine dans les déséquilibres de change et de terme existant entre actifs et dettes des agents économiques, surtout dans les pays émergents (Céspedes, Chang et Velasco, 2004; Calvo, Izquierdo et Talvi, 2003; Obstfeld, 2004a). Ce phénomène rend les autorités réticentes à laisser le marché déterminer la parité de change de la monnaie domestique même si le pays déclare opérer un système de change flexible (Calvo et Reinhart, 2000 et 2002; Céspedes, Chang et Velasco, 2004). Des déséquilibres du taux

---

<sup>159</sup>Pour contenir les pressions inflationnistes générées par l'afflux de capitaux et la hausse de la consommation qui s'en suit, les autorités monétaires accroissent le taux d'intérêt. Cette décision attire davantage de capitaux qui tendent à augmenter encore plus le prix relatif des biens non échangeables (Baldi and Mulder, 2004). Edwards (1996) attribue l'appréciation et la surévaluation réelles au Mexique et au Chili à l'incapacité du programme de stabilisation à réduire l'inertie d'inflation.

de change réel peuvent alors apparaître et perdurer (voir Dornbusch, 2001; Céspedes, Chang et Velasco, 2003; Frankel, 2005). Lorsque, finalement, une attaque spéculative force le passage à un régime de change plus flexible, le taux de change nominal se déprécie fortement (Obstfeld et Rogoff, 1995) entraînant une sous-évaluation réelle. La sur-dépréciation est d'autant plus élevée que la dette libellée en monnaie étrangère est élevée (Cavallo *et al.*, 2005).

Enfin, l'approche monétaire<sup>160</sup> du taux de change d'équilibre souligne l'importance de la croissance relative de l'offre de monnaie dans les déséquilibres de court terme du taux de change. Par exemple, le modèle de sur-ajustement prédit que le taux de change nominal se déprécie au delà du niveau correspondant au nouvel équilibre du taux de change réel suite à une baisse des taux d'intérêt. Pendant une période transitoire d'ajustement, le taux de change réel demeure sous-évalué. L'approche monétaire prédit donc que les épisodes de déséquilibres du taux de change réel apparaissent plus fréquemment en régimes de change flexibles. Dans un régime de change fixe, la baisse de taux d'intérêt induit une sortie de capitaux qui rétablit le taux d'intérêt à son niveau initial.

En résumé, au niveau théorique, l'impact du système de change sur les déséquilibres du taux de change réel est indéterminé du fait d'effets qui tantôt se renforcent tantôt s'annulent (Frenkel et Goldstein, 1989; Bird, 1998; Canale, 2002). Cette indétermination rend nécessaire une investigation économétrique à laquelle nous procédons. Au préalable, il nous faut mesurer le taux de change réel d'équilibre et calculer des indicateurs de mésalignement.

---

<sup>160</sup>Voir Canale Rosaria Rita, 2002, pour un résumé des théories du taux de change d'équilibre en régime de change flexible.

## **II- Analyse économétrique de l'équilibre et des déséquilibres du taux de change réel**

Nous commençons par détailler notre méthodologie de détermination du taux de change réel d'équilibre. Ensuite, nous calculons le mésalignement qui servira à notre analyse.

### **II.1- Estimation du taux de change réel d'équilibre**

MacDonald (2000) met en garde contre le recours aux techniques purement statistiques car elles peuvent produire des résultats aberrants. Il recommande, comme Soto et Elbadawi (2008), de partir de modèles théoriques de détermination du taux de change réel d'équilibre qui permettent de postuler des relations qui seront estimées pour déduire des mesures de l'équilibre et du mésalignement du taux de change réel. Nous adoptons la démarche qui consiste à estimer la relation entre le taux de change réel et ses déterminants réels et monétaires<sup>161</sup>. Une méthodologie similaire est employée par Edwards (1988), Baffes, Elbadawi et O'Connell (1997), Calderón (2002) et Dufrenot et Yehoue (2005).

#### **II.1.1- Modèle économétrique**

Considérons l'équation suivante qui décrit la relation entre le taux de change réel courant ( $RER_{it}$ ) et ses déterminants réels ( $Fond_{it}$ ) et nominaux ( $Nom_{it}$ ) :

$$RER_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i Fond_{it} + \theta_i Nom_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Les indices  $i$  et  $t$  désignent respectivement le pays et l'année.  $\varepsilon_{it}$  est un terme d'erreurs aléatoires et  $\gamma_t$  des effets spécifiques temporels. La spécification ci-dessus permet une hétérogénéité dans l'ordonnée à l'origine et dans les effets des déterminants sur le taux de change réel.

Une fois cette équation estimée, il est possible de déduire l'équilibre et le mésalignement

---

<sup>161</sup>Edwards et Savastano (1999) recommandent cette démarche pour les pays en développement et émergents.

du taux de change réel. Le taux de change réel d'équilibre courant ( $CERER_{it}$ ) au sens de Clark et MacDonald (1999) – repris dans MacDonald (2000) – se calcule comme la composante du taux de change réel courant expliquée par les fondamentaux :

$$CERER_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{it} Fond_{it} \quad (2)$$

$\hat{\alpha}_i$  et  $\hat{\beta}_i$  sont des estimations des coefficients  $\alpha_i$  et  $\beta_i$ . Au taux de change réel d'équilibre courant est associé le mésalignement courant ( $CMIS_{it}$ ) qui est l'écart du taux de change réel courant à sa valeur d'équilibre courante :

$$\begin{aligned} CMIS_{it} &= RER_{it} - CERER_{it} \\ &= \hat{\theta}_i Nom_{it} + \hat{\varepsilon}_{it} \end{aligned}$$

Dans le court terme, les fondamentaux peuvent s'écarter de leur équilibre. C'est pourquoi, MacDonald propose un mésalignement total correspondant à l'écart du taux de change réel courant à sa valeur d'équilibre définie par les valeurs d'équilibre des fondamentaux. Ces dernières peuvent être calculées à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (Goldfajn et Valdés, 1999; MacDonald, 2000 et Abdib et Tsangarides, 2006) ou du filtre de Christiano-Fitzgerald (Soto et Elbadawi, 2008) ou encore des moyennes mobiles (Dufrenot et Yehoue, 2005 et Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1997). Le mésalignement total résulte des perturbations transitoires affectant l'économie et des déviations des fondamentaux par rapport à leur équilibre.

### **II.1.2- Les déterminants du taux de change réel d'équilibre dans la littérature**

Dans la littérature empirique, plusieurs variables ont été utilisées pour estimer le taux de change réel d'équilibre et le mésalignement. Les termes de l'échange, l'effet de Balassa-Samuelson mesuré par la croissance de la productivité ou le progrès technique et les flux financiers avec l'extérieur sont les fondamentaux les plus courants. Ils apparaissent par exemple

dans Edwards (1988), Dufrenot et Yehoue (2005), Razzin et Collins (1997), Baldi and Mulder (2004), Ricci, Milesi-Ferretti and Lee (2008), Calderón (2002) et IMF (2006). Parmi les fondamentaux les plus fréquents, figurent aussi l'ouverture commerciale et la consommation gouvernementale (*e.g.*, Dufrenot et Yehoue, 2005; Goldfajn et Valdes, 1999; Abdib et Tsangarides, 2006). Nous présentons les résultats de quelques études<sup>162</sup>, en particulier celles réalisées par Edwards (1988), Dufrenot et Yehoue (2005), Razzin et Collins (1997), Godfajn et Valdes (1999), Chinn et Johnston (1996) et Calderón (2002). Ces auteurs estiment une relation entre le taux de change réel d'un côté et un ensemble de fondamentaux et de variables nominales de l'autre.

Edwards (1988) élabore un modèle dynamique à trois biens (importable, exportable et non échangeable) pour décrire le taux de change réel d'équilibre et le mésalignement dans une petite économie en développement ayant un système de change dual. Puis, il teste son modèle dans un échantillon de douze pays à système de change fixe sur la période 1960-1985. Utilisant la technique des variables instrumentales avec effets fixes pays, Edwards trouve qu'une amélioration des termes de l'échange apprécie le taux de change réel observé et d'équilibre. Les tarifs et les flux de capitaux induisent une appréciation réelle non significative statistiquement. Aucun effet systématique et significatif n'est associé à la consommation gouvernementale. Par contre, le progrès technique déprécie significativement le taux de change réel d'équilibre contrairement à ce que prédit l'effet Balassa-Samuelson sans que l'auteur ne l'explique. Concernant les variables nominales, les politiques monétaires et budgétaires expansionnistes et non soutenables apprécient le taux de change réel et contribuent à terme à sa surévaluation.

---

<sup>162</sup>D'autres études non exhaustives sont Chinn (1995), IMF (2006), Abdih et Tsangarides (2006), Elbadawi et Soto (1994), Drine et Rault (2005) et Frenkel et Goldstein (1989). Soto et Elbadawi (2008) discutent les limites des études appliquées aux pays en développement et élaborent un modèle d'équilibre général à partir duquel ils déduisent le taux de change réel d'équilibre et le mésalignement en mettant l'accent sur les pays d'Afrique Sub-Saharienne. Edwards et Savastano (1999) proposent aussi une revue critique de la littérature appliquée aux pays en développement et aux économies émergentes.

Edwards trouve que la dévaluation déprécie le taux de change réel et peut, de ce fait, contribuer à une correction durable de la surévaluation à condition que les causes de celle-ci – en particulier les politiques macroéconomiques – soient elles-mêmes corrigées. Ce rôle de la dévaluation est d'autant plus important que la correction autonome du mésalignement au cours du temps apparaît lente. Dufrenot et Yehoue (2005) recourent aux techniques de cointégration en panel pour estimer les relations entre le taux de change réel et ses déterminants réels et monétaires, relations à partir desquelles, ils déduisent des mesures de mésalignement total. Leur échantillon de pays en développement, divisés en pays à revenu intermédiaire et à revenu faible couvre les années 1979-2000. Les auteurs corroborent le résultat antérieur d'Edwards pour les termes de l'échange. Il ressort aussi de leurs estimations que l'ouverture commerciale déprécie le taux de change réel et son équilibre alors que le progrès technique les apprécie. Une hausse de la consommation gouvernementale s'accompagne d'une appréciation réelle mais pas toujours d'une façon significative dans les pays à revenu faible. Dufrenot et Yehoue constatent aussi que l'impact de ces fondamentaux est relativement plus important dans les pays à revenu intermédiaire que dans ceux à revenu faible. Aucun impact significatif n'est mis en évidence pour l'aide au développement. Le même résultat prévaut dans les pays à revenu faible pour les flux d'actifs nets étrangers qui, au contraire, tendent à apprécier le taux de change réel dans les pays à revenu intermédiaire. Les variables nominales (politique monétaire, dévaluation et réserves de change) ne sont pas significatives dans les pays à revenu faible et les effets estimés contredisent souvent ceux postulés par les auteurs. De ces trois variables, seule la mesure de politique monétaire apprécie le taux de change réel dans les pays à revenu intermédiaire, les deux autres variables n'exerçant aucun impact significatif. Se fondant sur un modèle stochastique de Mundell-Fleming en économie ouverte, Razzin et Collins (1997) postulent que le taux de change réel de long terme varie avec la productivité, les termes de l'échange, les flux de capitaux de long terme, le solde commercial et la politique monétaire. Ils expliquent les fluctuations de court terme du taux de



change réel par des chocs du produit, des chocs d'absorption et les variations de l'offre de monnaie. Sur la période 1975 à 1992, Razzin et Collins trouvent que le taux de change réel s'apprécie significativement avec les termes de l'échange et les flux de capitaux et se déprécie avec le solde commercial dans les pays en développement. Les deux dernières variables ne sont pas significatives dans les pays industrialisés. L'effet Balassa-Samuelson n'est jamais significatif et la politique monétaire n'est significative que dans les pays en développement mais avec un mauvais signe. Les chocs d'absorption apprécient significativement le taux de change réel avec un impact prononcé dans les pays en développement. Le taux de change réel se déprécie avec les chocs du produit dans les pays en développement et s'apprécie avec les chocs monétaires dans les pays industrialisés. Goldfajn et Valdés (1999) ont estimé l'équilibre et la surévaluation du taux de change réel à l'aide des techniques de cointégration en séries temporelles<sup>163</sup> et de régressions en panel avec effets fixes pays. Un épisode de surévaluation débute avec une appréciation du taux de change réel au delà d'un seuil (au moins 15%) par rapport à son équilibre durant au moins deux mois consécutifs et s'achève lorsque l'appréciation devient inférieure à 5%. Les fondamentaux du taux de change réel sont constitués des termes de l'échange, la consommation gouvernementale, l'ouverture commerciale et le taux d'intérêt international. Les estimations sur données mensuelles de 1960 à 1994 d'un ensemble de 93 pays confirment l'importance de la dévaluation (Edwards, 1998) pour corriger les surévaluations réelles d'ampleurs moyenne et élevée. Dans l'estimation de panel, le taux de change réel d'équilibre s'apprécie suite à une amélioration soutenue des termes de l'échange et suite à une hausse durable de la consommation gouvernementale ou des taux d'intérêt mondiaux. La dépréciation réelle provoquée par une ouverture commerciale accrue est aussi validée. Une autre investigation des déterminants du taux de change réel à partir d'un modèle dynamique est conduite par Chinn et Johnston (1996). Ils construisent des indicateurs de productivité totale des facteurs des secteurs de biens échangeables et des secteurs de biens non échangeables à partir de données désagrégées de 14

---

163C'est la technique des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) de Stock et Watson (1993).

pays de l'OCDE entre 1970 et 1991. Ensuite, la relation de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants est spécifiée par un vecteur à correction d'erreur et estimée par la méthode des régressions apparemment indépendantes afin de corriger la corrélation entre différentes monnaies. Chinn et son coauteur mettent en évidence un impact significatif et robuste de la productivité du secteur des biens échangeables. Les effets des autres variables sont en général non significatifs et peu robustes. La productivité des secteurs des biens non échangeables déprécie significativement le taux de change réel à l'ajout du PIB réel par tête. Le même constat est fait pour la consommation gouvernementale des Etats-Unis. Les auteurs attribuent ces problèmes à une potentielle multicollinéarité créée par la variable du PIB réel par tête. Le manque de robustesse de leurs estimations est aussi illustré par le fait que l'addition du prix réel du pétrole élimine la significativité statistique des coefficients de productivité, même si le prix du pétrole se révèle un déterminant significatif du taux de change réel. En plus de ces estimations de base, les auteurs explorent la causalité de la relation entre le taux de change réel et la productivité totale des facteurs<sup>164</sup> et concluent qu'elle va essentiellement de la seconde vers la première. Enfin, ils calculent le taux de change réel d'équilibre à partir des coefficients estimés et le comparent à celui dérivé d'un modèle de parité du pouvoir d'achat simple. Cet exercice révèle que le modèle de PPA tend à surestimer la sous-évaluation réelle du dollar comparativement au modèle incorporant d'autres déterminants. Cela s'explique par le fait qu'une évolution durable du taux de change réel peut refléter un changement durable des fondamentaux et ne correspond donc pas à un mésalignement. L'étude de Calderón (2002) représente aussi une application des techniques de cointégration en panel<sup>165</sup> à l'analyse du taux de change réel confirmant leur popularité dans ce domaine. Calderón subdivise son échantillon de 67 pays observés sur la période 1966-1997 suivant le niveau de développement comme l'ont fait Dufrenot et Yehoue

---

164Par exemple, une appréciation de la monnaie diminue le coût des intrants et des produits intermédiaires importés accroissant ainsi mécaniquement la productivité totale des facteurs. Ainsi, les variations du taux de change induisent des erreurs de mesure de la productivité des facteurs.

165L'estimateur préféré de Calderón est celui des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) dont les résultats sont similaires à ceux que donnent les moindres carrés ordinaires modifiés (FMOLS).

(2005) ou selon la mobilité du capital. Il trouve qu'une hausse des actifs nets étrangers, de la productivité du secteur des biens échangeables et une amélioration des termes de l'échange tendent à apprécier le taux de change réel et sa valeur d'équilibre de façon significative et en général robuste. Par contre, le taux de change réel se déprécie à la suite d'un accroissement de productivité dans le secteur des biens non échangeables<sup>166</sup>. Contrairement à Edwards (1988) ou à Dufrenot et Yehoue (2005), Calderón ne retient que ces quatre déterminants réels. Dans la mesure où d'autres fondamentaux tels que la consommation gouvernementale ou l'ouverture commerciale et des variables nominales comme la dévaluation peuvent affecter le taux de change réel, les résultats de Calderón restent critiquables. Dans la même logique que Calderón (2002), Goldfajn et Valdés (1999) et Dufrenot et Yehoue (2005), l'étude de Ricci, Milesi-Ferretti et Lee (2008) des liens du taux de change réel avec ses fondamentaux fait appel aux techniques de cointégration en panel. En effet, les estimations sont réalisées à l'aide de la technique des moindres carrés dynamiques avec effets fixes individuels et leur robustesse est vérifiée par les moindres carrés modifiés (FMOLS). Dans un ensemble<sup>167</sup> de 48 pays industrialisés et émergents observés de 1980 à 2004, Ricci, Milesi-Ferretti et Lee établissent que le taux de change réel s'apprécie significativement à l'équilibre lorsque la consommation gouvernementale s'accroît, quand les termes de l'échange s'améliorent, ou encore – mais faiblement – quand le pays accumule des actifs nets étrangers. L'appréciation du taux de change réel d'équilibre induite par une hausse du différentiel de productivité entre le secteur des biens échangeables et celui des biens non échangeables est relativement faible<sup>168</sup> bien que significative au plan statistique. Un pays qui décide de libéraliser son commerce extérieur enregistre une dépréciation de son taux de change réel d'équilibre. Dans les pays où existent des contrôles de prix, leur réduction accroît significativement le niveau d'équilibre du taux de change réel. La réserve que nous avons

---

166L'auteur met en évidence une rupture structurelle dans la période d'après 1973.

167Un autre échantillon dans lequel les pays de la zone euro sont traités comme un seul pays est aussi utilisé.

168Après avoir longuement mis en avant ses mérites, Ricci et ses coauteurs avancent que leur mesure de productivité pourrait souffrir de sérieuses erreurs de mesure particulièrement dans les pays émergents; ce qui expliquerait le faible effet Balassa-Samuelson estimé.

formulée vis-à-vis des résultats de Calderón s'applique aussi à ceux de Ricci, Milesi-Ferretti et Lee (2008).

En résumé, l'une des principales difficultés rencontrées par ces études est la mesure des déterminants du taux de change réel, notamment l'effet Balassa-Samuelson et la part de biens non échangeables dans la consommation publique. La tendance au niveau des techniques économétriques est clairement d'exploiter les relations de cointégration du taux de change réel avec ses déterminants réels et nominaux pour obtenir des estimations plus précises et plus robustes. La préférence va aussi aux méthodes de panel<sup>169</sup> qui – sous certaines conditions – permettent de pallier la faible profondeur temporelle des séries macroéconomiques disponibles, en particulier dans les pays en développement.

### ***II.1.3- Choix et mesure des déterminants du taux de change réel***

Partant de la littérature empirique, nous avons retenu les fondamentaux<sup>170</sup> suivants :

- **les termes de l'échange (TE)** : théoriquement, l'évolution du taux de change réel d'équilibre consécutive à une variation des termes de l'échange est indéterminée. Une dépréciation durable des termes de l'échange exerce un effet de revenu qui tend à déprécier le taux de change réel d'équilibre et un effet de substitution qui a tendance à l'apprécier. Selon Edwards (1988), l'effet final sera dominé par l'effet de revenu si la demande des importables est suffisamment élastique. Les études empiriques semblent confirmer que l'effet de revenu domine l'effet de substitution (voir Aghevli, Khan et Montiel, 1991). Nous attendons donc une appréciation du taux de change réel d'équilibre suite à une évolution favorable des termes de l'échange mesurés par les

---

<sup>169</sup>Les estimations en séries temporelles ne sont pas concluantes dans Chinn et Johnston (1996).

<sup>170</sup> Ces cinq fondamentaux sont les plus utilisées dans la littérature appliquée (Edwards et Savastano, 1999).

exportations comme capacité à importer, exprimées en monnaie locale constante.

- **la croissance de la productivité (*Prod*)** : elle est destinée à capter l'effet Balassa-Samuelson que nous avons décrit précédemment. Par conséquent, une accélération de la croissance de la productivité apprécie le taux de change réel d'équilibre. La capacité du différentiel de productivité des secteurs des biens échangeables et des biens non échangeables à expliquer le taux de change réel n'est pas concluante dans Froot et Rogoff (1994) et Ricci, Milesi-Ferretti et Lee (2008). Nous mesurons alors la croissance de la productivité par la croissance du PIB réel par personne active et par le taux de croissance du PIB réel par tête dans six pays où les données de personnes actives n'existent pas (Antigua et Barbuda, Dominica, Saint Kitts et Nevis, Saint Vincent et Grenadines, Seychelles et Vanuatu). Précisons toutefois que notre mesure ne tient pas compte de la qualité du travail (Choudhri et Khan, 2005).

- **les flux financiers extérieurs (*FFlux*)** : quand les flux extérieurs nets augmentent durablement, la demande de monnaie locale s'accroît, tendant à apprécier le taux de change réel d'équilibre (Dornbusch et Werner, 1994, Elbadawi et Soto, 1994; Montiel et Hinkle, 1999). Notre variable de flux financiers représente les flux de capitaux privés rapportés au PIB dans les pays à revenu élevé et à revenu intermédiaire. Ces pays étant relativement intégrés aux marchés financiers mondiaux, les flux de financement privés y jouent un rôle important. Dans les pays à revenu faible, où les flux privés ne semblent pas jouer un rôle aussi important, nous mesurons les flux financiers extérieurs par le ratio au PIB de la somme du solde des revenus avec le reste du monde et de l'aide publique au développement<sup>171</sup>.

- **la consommation gouvernementale (*CG*)** : la réponse du taux de change réel d'équilibre à une variation soutenue de la consommation gouvernementale est ambiguë (Edwards, 1988 et 1989a). Une hausse de la consommation gouvernementale mesurée en pourcentage du PIB tend à générer

---

<sup>171</sup>Les flux d'aide publique au développement sont utilisés aussi par Baffer, Elbadawi et O'Connell (1997) et Soto et Elbadawi (2008). La mesure des flux financiers de Cottani, Cavallo et Khan (1990) est similaire mais beaucoup plus large que celle que nous utilisons.

une appréciation réelle si elle s'adresse essentiellement à des biens non échangeables et si la propension du gouvernement à consommer ces biens est supérieure à celle du privé (Froot et Rogoff, 1991; Galstyan et Lane, 2008). Si la consommation gouvernementale additionnelle s'adresse majoritairement à des biens échangeables ou importés, alors le taux de change réel se déprécie à l'équilibre. La sous-section précédente a révélé que lorsqu'elle est significative, une hausse de la consommation gouvernementale est en général associée à une appréciation réel du taux de change d'équilibre. Donc, nous postulons cette relation dans la suite de notre analyse bien qu'il soit impossible d'exclure l'effet contraire.

- **l'ouverture commerciale (*Ouv*)** : une hausse de l'ouverture commerciale résultant d'une libéralisation commerciale déprécie vraisemblablement le taux de change réel d'équilibre (voir Edwards, 1988 et Dornbusch et Werner, 1994; Elbadawi et Soto, 1994). En effet, une réduction de tarif déplace la demande des biens non échangeables vers les biens importables et la production des importables vers les non échangeables et les exportables dépréciant ainsi le taux de change réel d'équilibre. Cette dépréciation est nécessaire pour absorber l'excès de main d'œuvre en provenance du secteur de biens importables (Goldfajn et Valdés, 1999). Nous mesurons l'ouverture commerciale par le ratio au PIB de la somme des exportations et des importations.

Notre intérêt réside dans l'estimation de la relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Toutefois, cette relation peut être affectée dans le court terme par d'autres facteurs. C'est pourquoi, nous incluons aussi des variables nominales comme déterminants du taux de change réel dans nos estimations. Ces variables représentent :

- **la politique monétaire (*Monet*)** : Une croissance de la masse monétaire plus rapide que celle de la demande de monnaie accroît la demande de biens non échangeables, tend à apprécier le taux de change réel et crée des pressions à la surévaluation réelle de la monnaie. La politique

monétaire sera mesurée par l'excès de croissance de la masse monétaire par rapport à la croissance du PIB au cours de l'année précédente. Nous utiliserons également la croissance du crédit domestique (*gCredit*) à des fins d'analyse de la sensibilité de nos résultats.

- **la dévaluation (*Deval*)** : les déséquilibres du taux de change réel tendent à se corriger dans le temps. Seulement, ce processus peut être lent et coûteux. La dévaluation peut accélérer la résorption de la surévaluation du taux de change réel, notamment lorsqu'elle est accompagnée de politiques macroéconomiques compatibles avec l'équilibre du taux de change réel<sup>172</sup> (Edwards, 1988 et 1989b). Nous mesurons la dévaluation par la variation du taux de change nominal effectif (source CERDI) qui sert au calcul du taux de change réel ci-dessous. Le taux de change effectif nominal est le nombre d'unités monétaires moyennes des dix principaux partenaires commerciaux par unité monétaire domestique. Il est adapté à notre étude car il décrit l'évolution du cours de la monnaie par rapport aux principaux partenaires commerciaux de chaque pays. Même si la parité bilatérale officielle reste inchangée, une appréciation par rapport aux monnaies des concurrents peut signaler une dégradation de la situation compétitive des producteurs domestiques.

Les sources des données figurent à l'annexe 3. La période d'étude s'étend de 1970 à 2003. Les pays étudiés sont regroupés en pays à revenu faible, à revenu intermédiaire et à revenu élevé selon le classement de la Banque Mondiale en 2003 (voir annexe 2). Les données du taux de change réel, des termes de l'échange, des flux privés de capitaux, de la consommation gouvernementale et de l'ouverture commerciale sont en logarithme. Tous les ratios et les taux de croissance sont exprimés en pourcentage.

---

<sup>172</sup>L'effectivité de la dévaluation dans les pays en développement est traitée dans Guillaumont et Guillaumont Jeanneney (1995 et 1997) qui mesurent aussi la dévaluation par la variation du taux de change effectif nominal.

#### ***II.1.4- Choix et mesure du taux de change réel***

Un indice multilatéral du taux de change réel est plus adapté à notre analyse pour plusieurs raisons. La notion du taux de change réel d'équilibre repose en partie sur l'équilibre externe de l'économie qui est nécessairement évalué en référence au reste du monde. Le taux de change réel multilatéral offre également une indication de l'évolution de la compétitivité d'un pays par rapport à ses principaux partenaires commerciaux. Enfin, selon Chinn (2005), le taux de change réel bilatéral ne décrit pas toujours correctement l'évolution du taux de change réel calculé relativement aux partenaires commerciaux.

Chinn (2005) discute les avantages et les limites de diverses mesures du taux de change réel effectif. Il affirme que le choix d'un indicateur dépend étroitement du modèle théorique de l'analyste, de la disponibilité et de la fiabilité des données. Il précise aussi que les séries des indices de taux de change réel dérivés des coûts unitaires de travail ne sont pas disponibles pour tous les pays. En outre, lorsqu'ils sont disponibles, les coûts unitaires de travail couvrent souvent des périodes relativement courtes. Ce problème est accentué dans les pays en développement où la qualité et la disponibilité de plusieurs séries macroéconomiques font défaut (Hinkle et Montiel, 1999; Edwards et Savastano, 1999). Pour toutes ces raisons, notre mesure du taux de change effectif réel est calculée à partir de l'indice de prix à la consommation. Précisons enfin que c'est une mesure très utilisée dans la littérature empirique (voir Edwards et Savastano, 1999).

Les données du taux de change réel effectif sont calculées par le CERDI en utilisant comme pondération les parts moyennes des dix principaux partenaires commerciaux dans les importations du pays domestique au cours de la période 1980-1986.

Les pays pétroliers sont exclus. L'indice du taux de change réel effectif (RER) est calculé



comme suit :

$$RER = \prod_{i=1}^{10} \left( \frac{TC_{part}}{TC_{dom}} \right) \times \left( \frac{IPC_{dom}}{IPC_{part}} \right)^{p_i}$$

$TC_{part}$  et  $TC_{dom}$  désignent respectivement le taux de change nominal du partenaire et celui du pays domestique, défini comme le nombre d'unités monétaires locales par dollar américain<sup>173</sup>. L'indice des prix à la consommation (ou le déflateur du PIB quand il n'existe pas) dans le pays et chez le partenaire est désigné par  $IPC_{dom}$  et  $IPC_{part}$ . La part du partenaire commercial  $i$  dans les importations du pays domestique est représentée par  $p_i$ . Une hausse du taux de change effectif réel (RER) traduit une appréciation réelle de la monnaie domestique car les prix domestiques s'accroissent plus vite que les prix étrangers. L'indice du taux de change réel calculé par le CERDI présente certaines limites qu'il convient de rappeler. Il utilise une pondération fixe. Or, les flux commerciaux peuvent changer rapidement dans le temps. En outre, la pondération exclut les exportations dont l'évolution peut différer de celle des importations. Enfin, elle ne tient pas compte de la concurrence sur les marchés de pays tiers.

### **II.1.5- Stratégie d'estimation**

Nous estimons la relation entre le taux de change réel et ses fondamentaux par les techniques de panels dynamiques non stationnaires. Ces techniques sont répandues dans les études appliquées du taux de change réel (*e.g.*, Dufrenot et Yehoue, 2005; Calderon, 2002; Goldfajn et Valdés, 1999; Pedroni, 1996 et 2001; Ricci, Milesi-Ferretti et Lee, 2008; IMF 2006; Chinn, 1995; Alberola *et al.*, 1999; Drine et Rault, 2005 et Soto et Elbadawi, 2008). La non stationnarité du taux de change réel (Chinn, 2005) justifie, en partie, le recours à ces techniques. Ces approches exploitent les relations de cointégration entre les variables dépendante et indépendantes pour accroître l'efficacité dans l'estimation des paramètres. En effet, les

---

<sup>173</sup>Le taux de change nominal utilisé est le taux de marché, calculé comme moyenne de période.

estimations des relations de long terme par ces techniques sont plus efficaces que celles obtenues en coupes transversales ou en séries temporelles. Cela est d'autant plus vrai que la dimension temporelle des séries macroéconomiques est en général limitée ((Pedroni 1996, Froot et Rogoff, 1994 et Chinn et Johnston, 1996), particulièrement dans les pays en développement. Les approches de panels non stationnaires comprennent des méthodes semi-paramétriques comme les moindres carrés ordinaires modifiés (FMOLS) de Pedroni<sup>174</sup> (2000) et des méthodes paramétriques telles que les moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) de Kao et Chiang (2000) et Mark et Sul (2003).

Nous avons choisi l'estimateur *FMOLS* qui comme le *DOLS* est une technique d'estimation de cointégration sur données de panels. Nous avons repris dans l'annexe 1 l'exposition de la technique des moindres carrés ordinaires modifiés par Pedroni. Les *FMOLS* permettent de prendre en compte l'hétérogénéité dans la relation de cointégration. Dufrenot et Yehoue (2005) constatent que l'hypothèse de vecteurs cointégrants homogènes conduit à des estimations biaisées et les résultats sont souvent contre-intuitifs. Calderon (2002) abonde aussi en faveur de l'hétérogénéité dans les relations de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants. En outre, même si le taux de change réel et ses déterminants tendent à évoluer ensemble à l'équilibre dans le long terme, rien ne garantit que l'évolution commune des variables soit exactement identique entre pays. Par exemple, des chocs de productivité différents entre pays peuvent induire des vecteurs cointégrants hétérogènes. L'existence des coûts de transport différents entre pays peut aussi générer une dynamique hétérogène d'ajustement du taux de change réel aux perturbations dans le court terme. L'approche de Pedroni permet de contrôler ce type d'hétérogénéité. L'estimateur *FMOLS* corrige également l'endogénéité des variables explicatives ainsi que la corrélation sérielle inhérentes aux panels dynamiques (Pedroni, 1996 et

---

174Pedroni (2000) reprend et étend Pedroni (1996).

2000). Il est possible d'introduire des effets temporels afin de contrôler l'influence des facteurs affectant tous les pays de l'échantillon d'une manière identique<sup>175</sup> comme les chocs globaux. Finalement, Pedroni montre que le *FMOLS* est un estimateur asymptotiquement sans biais et distribué suivant une loi normale standard libre de toute corrélation sérielle et de tout effet de *feedback* endogène indiosyncratiques. Néanmoins, ses simulations de Monte Carlo en petits échantillons révèlent que, lorsque la dimension individuelle est supérieure à la dimension temporelle du panel, les coefficients et les t-statistiques estimés par le *FMOLS* sont biaisés. Le biais diminue lorsque la dimension temporelle augmente pour une dimension individuelle donnée (Pedroni, 1996 et 2000). C'est l'une des raisons qui nous a amené à diviser notre échantillon total en trois sous-échantillons suivant le niveau de revenu des pays. Le premier est formé des pays à revenu élevé membres ou non de l'OCDE; le second regroupe les pays à revenu intermédiaire et le troisième est constitué des pays à revenu faible. Une démarche semblable est adoptée par Razzin et Collins (1997) et Dufrénot et Yehoue (2005).

L'estimateur *FMOLS* en panel admet une variante *between* dénommée *group mean panel FMOLS* et une variante *within* appelée *pooled panel FMOLS*. Dans la pratique, Pedroni (2000) recommande l'estimateur *group mean panel FMOLS* pour trois raisons. D'abord, il permet – contrairement à l'estimateur *pooled* – de tester de façon consistante l'hypothèse nulle d'un vecteur cointégrant homogène contre l'hypothèse alternative de vecteurs cointégrants hétérogènes. Ensuite, quand le vrai vecteur cointégrant est hétérogène, les estimations ponctuelles de la moyenne d'échantillon des vecteurs cointégrants hétérogènes par l'estimateur *group mean* sont consistantes<sup>176</sup>. Enfin, il possède des propriétés de petits échantillons nettement meilleures que celles de l'estimateur *pooled* même en présence de correction d'erreurs hétérogène, d'effets fixes

---

175Pedroni (1996 et 2000) affirme que la correction d'une forme plus complexe de dépendances inter-individuelles impose que la dimension temporelle croisse nettement plus vite que la dimension individuelle (voir aussi, Hurlin et Mignon, 2006).

176L'estimateur *pooled* obtenu en imposant l'hypothèse d'homogénéité dans le cas d'un vrai vecteur cointégrant hétérogène possède des propriétés asymptotiques similaires à celles d'une régression fallacieuse (Hurlin et Mignon, 2006).

individuels et d'endogénéité. En effet, les simulations de Pedroni révèlent clairement que cette version de l'estimateur présente des biais et des écart-types autour de ces biais qui sont très faibles et qui diminuent avec la croissance de la dimension temporelle. Pour des dimensions individuelles et temporelles similaires, les distorsions de taille des tests demeurent assez faibles. Les tests associés à la version *pooled* sont relativement puissants. En effet, leur pouvoir atteint 100% pour un nombre de 30 individus observés sur 20 années au moins. Etant donné que nos échantillons de pays à revenu intermédiaire et à revenu faible se situent dans cette configuration, le pouvoir des tests associés à nos estimations semble raisonnablement satisfaisant. Dans l'échantillon de pays à revenu élevé, le nombre de pays est inférieur au nombre d'années d'observation par pays conférant ainsi de meilleures propriétés à l'estimateur.

L'application du *FMOLS* suppose l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants. C'est pourquoi, nous procédons d'abord à des tests de racines unitaires sur chacune des séries de données. Ensuite, nous testons la présence de relations de cointégration<sup>177</sup> dans notre modèle empirique à l'aide du test de cointégration<sup>178</sup> en panels hétérogènes de Pedroni (1999).

#### **- Tests de stationnarité**

Nous vérifions si les variables sont stationnaires en appliquant le test de Hadri<sup>179</sup> (2000) et celui de Maddala-Wu (1999). Dans le premier test, l'hypothèse nulle est la stationnarité alors que le test Maddala et Wu postule la non-stationnarité comme hypothèse nulle. Maddala et Wu concluent à partir de leurs simulations que le test de Fisher domine en général celui de Im,

---

177 Notre objectif n'est pas de déterminer le nombre de vecteurs cointégration mais tout simplement de savoir si le taux de change réel et ses déterminants sont cointégrés.

178 Pour une revue des tests de racines unitaires et des tests de cointégration en panel, voir Banerjee (1999). Baltagi et Kao (2000) considèrent les techniques d'estimation des relations de cointégration en plus des deux points abordés par Banerjee. Hurlin et Mignon (2006) exposent les développements dans le domaine des tests de cointégration en panel.

179 La version du tests en échantillons à dimension temporelle finie est élaborée et évaluée par Hadri et Larsson (2005).

Pesaran et Shin (2003), particulièrement en présence de stationnarité pour certains individus sous l'hypothèse alternative. Le test de Hadri (2000) serait plus puissant. Son hypothèse alternative est également flexible car elle permet la présence simultanée de non stationnarité hétérogène ou homogène et de stationnarité dans le panel. Mais, en petits échantillons par exemple, sa taille empirique est biaisée à la hausse en présence d'autocorrélation (voir Hlouskova et Wagner, 2005) ou dans des échantillons à dimension temporelle relativement petite et à dimension individuelle large (Hadri et Larsson, 2005).

Dans tous les tests en différences premières ou secondes, nous n'introduisons pas de tendance déterministe linéaire<sup>180</sup>. Les résultats des tests de racines unitaires de Hadri (2000) pour les trois groupes de pays sont dans le tableau 1. Il ressort de la lecture du tableau que l'hypothèse de stationnarité du taux de change réel et de ses déterminants est rejetée dans tous les groupes de pays. Cette conclusion est valide dans la version du test qui inclut une tendance linéaire individuelle et dans celle qui contrôle les effets spécifiques individuels en plus de la tendance linéaire individuelle que nous ne reportons pas ici. Par ailleurs, dans l'échantillon de pays à revenu élevé, les termes de l'échange et la consommation gouvernementale sont intégrés d'ordre deux. Le test de Maddala et Wu dont les résultats figurent dans le tableau 2 ne délivre pas toujours des conclusions similaires à celles du test de Hadri. Dans les pays à revenu faible, l'hypothèse de stationnarité est rejetée pour le taux de change réel, les termes de l'échange, la consommation gouvernementale et l'ouverture commerciale. En revanche, elle n'est pas rejetée pour les variables de croissance de la productivité, des flux financiers extérieurs, de politique monétaire et de dévaluation. La même conclusion est valable dans les échantillons de pays à revenu intermédiaire et à revenu élevé dans lesquels, les séries non stationnaires comprennent les flux financiers extérieurs en plus des variables qui étaient déjà I(1) dans les pays à revenu faible.

Globalement, les deux tests de racines unitaires concluent à la non stationnarité des

---

<sup>180</sup>Une tendance déterministe linéaire en niveau devient une constante en différences premières.

variables sauf dans le cas de la croissance de productivité, la politique monétaire et la dévaluation dans tous les échantillons et les flux financiers dans les pays à revenu faible. Toutefois, nous suivons les conclusions du test de Hadri pour la suite de notre analyse. Nous testons maintenant la présence de relation de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants.

### **- Test de cointégration**

Par rapport aux tests de cointégration en séries temporelles, ceux sur données de panel sont plus puissants (McCoskey et Kao, 1999) et leurs distributions asymptotiques sont normales. Le test de cointégration en panel de Pedroni (1999) – une extension du test de Pedroni (1995) au cas de régresseurs multivariés – admet pour hypothèse nulle l'absence de cointégration. Il autorise la présence d'hétérogénéité dans la dynamique de court terme et dans la relation de cointégration. Les valeurs critiques du test en présence de plusieurs régresseurs, avec et sans effets fixes individuels et trends individuels spécifiques sont tabulées par Pedroni (1999). Les distributions asymptotiques et les performances des statistiques du test sont étudiées par Pedroni (2004).

Deux groupes de statistiques de tests sont fournis par le test. Les quatre statistiques du premier groupe sont obtenues sous l'hypothèse alternative d'homogénéité du vecteur cointégrant et correspondent donc à la dimension *within* ou intra-individuelle. Les trois statistiques du second groupe exploitent la dimension *between* ou inter-individuelle puisqu'elles sont dérivées de l'hypothèse alternative d'hétérogénéité<sup>181</sup>. Les tests de cointégration proposés par Pedroni, notamment dans leur version *between*, sont moins restrictifs que ceux proposés par Kao (1999) dans lesquels les vecteurs cointégrants sont supposés homogènes sous l'hypothèse alternative. Le test de cointégration pour panels hétérogènes développé par McCosky et Kao (1999) se base sur

---

<sup>181</sup>Sous l'hypothèse alternative, les statistiques du premier groupe calculent un coefficient autorégressif moyen (des résidus de régression) de tous les individus alors que celles du second groupe sont basées sur la moyenne des coefficients estimés individuellement pour chaque membre du panel.

l'hypothèse nulle de cointégration. Comme le test de Pedroni, il est indépendant des paramètres de nuisance et est robuste à l'hétéroscédasticité, à l'endogénéité et à la corrélation sérielles des résidus. Une limite du test de Pedroni – en pratique – est qu'il ne peut être conduit que sur un ensemble de huit variables au maximum. Cette limite est mineure car elle est rarement mentionnée dans la littérature appliquée sur le taux de change réel.

Le tableau 3 présente les résultats du test pour les trois groupes de pays. La politique monétaire est mesurée par l'excès de croissance de la masse monétaire dans le modèle 1 et par la croissance du crédit domestique dans le modèle 2. Les tests s'appliquant à des ensembles de variables I(1), nous avons différencié les séries I(2), à savoir, les termes de l'échange et la consommation gouvernementale dans les pays à revenu élevé.

**Tableau 3** : Tests de cointégration du taux de change réel et ses déterminants

Statistique	Pays à revenu faible (N = 38)		Pays à revenu intermédiaire (N = 45)		Pays à revenu élevé (N = 24)	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
panel v-stat	-12.95915	-12.95967	-14.10238	-14.10297	-2.42230	-2.48828
panel rho-stat	15.51241	16.14898	13.93715	17.47742	6.02811	6.11124
panel pp-stat	21.72379	31.16540	-2.72201	25.61467	3.34983	3.38571
panel adf-stat	30.13121	26.38614	15.83990	29.23331	4.88629	5.15316
group rho-stat	8.57459	8.43670	10.74436	11.07910	7.81355	7.83433
group pp-stat	3.00353	3.13267	3.68078	4.58317	4.47999	4.28157
group adf-stat	4.83601	4.49483	5.34152	5.23571	5.50646	5.55525

**Notes:** Les valeurs critiques des statistiques sont de 2.57, 1.96 et 1.64 respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

L'hypothèse nulle est l'absence de cointégration.

En général, l'absence de cointégration est rejetée dans tous les groupes de pays au seuil de significativité de 1%, à l'exception de la statistique panel v-stat dans les pays à revenu élevé qui est significative au seuil critique de 5%. Le rejet de l'absence de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants est robuste parce qu'il est corroboré par la statistique group-p

(Pedroni, 2004). Cette statistique est la plus conservatrice des sept en petits échantillons car ses tailles critiques empiriques sont inférieures aux seuils critiques théoriques dans les simulations de Pedroni.

Nous passons maintenant à l'estimation de la relation de cointégration entre le taux de change réel et ses déterminants.

### - Résultats d'estimation par FMOLS<sup>182</sup>

La relation du taux de change réel avec ses déterminants peut se réécrire sous la forme :

$$RER_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_{1i}TE_{it} + \beta_{2i}Prod_{it} + \beta_{3i}FFlux_{it} + \beta_{4i}CG_{it} + \beta_{5i}Ouv_{it} + \theta_{1i}Monet_{it} + \theta_{2i}Deval_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Les variables sont définies comme dans les sections précédentes. Deux considérations pratiques doivent être précisées avant d'exposer les résultats. D'abord, l'estimation par FMOLS impose que toutes les variables de l'équation (4) soient intégrées d'ordre un (Pedroni, 1996 et 2000). Ensuite, les tests de cointégration étant conduits sur des ensembles de huit variables, y compris le taux de change réel, alors les estimations par FMOLS sont réalisées avec sept variables explicatives au plus. Pour chaque groupe de pays, deux équations correspondant aux modèle 1 et 2 ci-dessus sont estimées<sup>183</sup>. Les coefficients des déterminants reflètent la valeur moyenne du vecteur cointégrant (Pedroni, 2001).

Trois pays à revenu faible (Soudan, République Centrafricaine et Guinée) sont exclus de l'estimation car les t-statistiques associées à leurs coefficients sont exagérément élevées. Les

<sup>182</sup>Les tests de cointégration et l'estimation par FMOLS sont réalisés avec le logiciel RATS, version 5.

<sup>183</sup>Nous ne reportons pas les estimations intermédiaires par pays.



résultats<sup>184</sup> des pays à revenu faible (N = 35 et T variable) se présentent ainsi qu'il suit :

$$\text{LogRER} = 0.08 * \text{LogTE} - 0.05 * \text{LogCG} - 0.43 * \text{Ouv} + 0.30 * \text{Prod} + 0.01 * \text{FFlux} + 0.00 * \text{Monet} + 0.36 * \text{Deval} \quad (4)$$

(6.31)            (-5.95)            (-11.86)            (3.41)            (4.17)            (9.73)            (9.70)

$$\text{LogRER} = 0.09 * \text{LogTE} - 0.00 * \text{LogCG} - 0.44 * \text{Ouv} + 0.34 * \text{Prod} + 0.01 * \text{FFlux} - 0.00 * \text{gCredit} + 0.35 * \text{Deval} \quad (5)$$

(7.03)            (-3.83)            (-12.05)            (3.65)            (3.24)            (6.22)            (9.45)

Toutes choses égales, le taux de change réel d'équilibre s'apprécie de 1.6% suite à une amélioration des termes de l'échange de 20%. Une hausse de 10 unités des flux financiers extérieurs ou de la croissance de la productivité provoquent une appréciation du taux de change réel d'équilibre de 0.1% et 3% respectivement. En revanche, une ouverture commerciale accrue de 10% ou une hausse similaire de la dépense de consommation gouvernementale déprécie le taux de change réel d'équilibre de 4.3% et 0.5% respectivement<sup>185</sup>. Parmi les variables nominales, la politique monétaire exerce un impact nul sur le taux de change réel et la dévaluation participe à sa dépréciation. Partant d'une situation initiale de surévaluation réelle, une dépréciation nominale de 10% s'accompagne d'une correction d'environ 3.6% de la surévaluation.

Au niveau des pays à revenu intermédiaire (N = 45 et T variable), nous obtenons :

$$\text{LogRER} = 0.21 * \text{LogTE} + 0.04 * \text{LogCG} - 0.72 * \text{Ouv} + 0.13 * \text{Prod} + 0.07 * \text{FFlux} - 0.00 * \text{Monet} + 0.64 * \text{Deval} \quad (6)$$

(9.93)            (-5.19)            (-25.59)            (-12.10)            (11.09)            (4.26)            (28.61)

$$\text{LogRER} = 0.09 * \text{LogTE} + 0.07 * \text{LogCG} - 0.49 * \text{Ouv} - 2.33 * \text{Prod} + 0.02 * \text{FFlux} + 0.00 * \text{gCredit} + 0.55 * \text{Deval} \quad (7)$$

(6.71)            (1.73)            (-22.13)            (-14.41)            (6.68)            (-0.52)            (23.17)

184 Entre parenthèses se trouvent les statistiques t distribuées selon une loi normale centrée et réduite.

185 L'impact de la dépense de consommation gouvernementale est nul dans la relation 5.

Ces deux relations indiquent que le taux de change réel enregistre une appréciation à l'équilibre quand les termes de l'échange s'améliorent, quand la consommation gouvernementale s'accroît ou quand les flux de capitaux privés reçus augmentent. La même évolution est observée lorsque la croissance de productivité s'accélère. Toutefois, si la croissance du crédit domestique est utilisée comme mesure de la politique monétaire, l'impact de la croissance de la productivité devient négatif<sup>186</sup>. En revanche, le coefficient de la variable de consommation gouvernementale s'accroît sensiblement mais n'est désormais significatif qu'à 10%. Dans les deux modèles, la politique monétaire n'affecte pas directement le taux de change réel alors qu'une dévaluation le déprécie. L'ouverture commerciale est aussi un facteur de dépréciation réelle à l'équilibre dans ces pays.

Pour les pays à revenu élevé (N = 24 et T variable), les relations estimées s'écrivent :

$$\text{LogRER} = -0.04 * \Delta\text{LogTE} + 0.80 * \Delta\text{LogCG} - 0.46 * \text{Ouv} + 0.24 * \text{Prod} + 0.03 * \text{FFlux} + 0.00 * \text{Monet} + 0.81 * \text{Deval} \quad (8)$$

(-0.16)
(10.78)
(-20.11)
(5.07)
(2.63)
(1.24)
(12.82)

$$\text{LogRER} = -0.02 * \Delta\text{LogTE} + 0.78 * \Delta\text{LogCG} - 0.55 * \text{Ouv} + 0.30 * \text{Prod} + 0.06 * \text{FFlux} + 0.00 * \text{gCredit} + 0.89 * \text{Deval} \quad (9)$$

(0.71)
(10.94)
(-21.77)
(5.97)
(4.25)
(0.62)
(13.87)

Selon la relation 8, le taux de change réel d'équilibre s'apprécie respectivement de 8%, 2.4% et 0.3% lorsque la consommation du gouvernement, la croissance de la productivité et les flux de capitaux privés reçus augmentent de 10%. Il se déprécie suite à une évolution favorable des termes de l'échange mais pas de façon significative. Quand l'ouverture commerciale s'accroît de 10%, il s'ensuit une appréciation réelle d'équilibre significative d'environ 4.6%. Comme dans les deux échantillons précédents, l'impact de la politique monétaire n'est pas distinct de zéro et la dévaluation est associée à une dépréciation réelle encore plus élevée.

---

<sup>186</sup>Cela semble indiquer que les activités directement productives et les activités qui renforcent la productivité sont substituables dans les pays à revenu intermédiaire.

En résumé, dans les pays à revenu faible et intermédiaire, l'effet de revenu des termes de l'échange domine l'effet de substitution de sorte que l'impact total sur le taux de change réel à l'équilibre est positif. On constate aussi que les tailles des coefficients sont en général assez proches dans les deux spécifications dans les échantillons de pays à revenu faible et à revenu élevé. Au contraire, les coefficients estimés dans les pays à revenu intermédiaire ne présentent pas un comportement stable et le signe de l'effet de Balassa-Samuelson change. On note également que la consommation gouvernementale s'adresse en grande partie à des biens non échangeables dans les pays à revenu élevé et dans une moindre mesure dans les pays à revenu intermédiaire. Ce résultat confirme l'idée selon laquelle, plus les pays se développent, plus grande est la demande de services dont une proportion relativement conséquente est non échangeable.

Indépendamment du niveau de développement, l'ouverture au commerce et la croissance de la productivité se révèlent des fondamentaux importants du taux de change réel d'équilibre. Selon nos résultats, la dévaluation est un instrument aidant à corriger la surévaluation réelle de la monnaie, à condition que les politiques macroéconomiques soient ajustées de façon à les rendre compatibles avec l'équilibre du taux de change réel comme l'a précisé Edwards (1989a).

A l'issue de cette étape, nous disposons des informations nécessaires au calcul de l'équilibre et du mésalignement du taux de change réel.

## **II.2- Calcul du mésalignement du taux de change réel**

Les coefficients estimés par FMOLS (équation 4) permettent de calculer le change de change réel d'équilibre et de construire un indicateur de mésalignement. Puisque les

fondamentaux enregistrent des fluctuations transitoires, le taux de change réel d'équilibre ( $ERER_{it}$ ) est calculé avec les valeurs de long terme des fondamentaux<sup>187</sup> (indexées par HP) obtenues à l'aide du filtre Hodrick-Prescott. Les calculs sont faits à partir des relations définies par les équations contenant l'excès de croissance monétaire. Ainsi :

Pays à revenu faible :

$$ERER_{it} = 0.08 \times \text{LogTE}^{\text{HP}} - 0.05 \times \text{LogC}_G^{\text{HP}} - 0.43 \times \text{Ouv}^{\text{HP}} + 0.30 \times \text{Prod}^{\text{HP}} + 0.01 \times \text{FFlux}^{\text{HP}}$$

Pays à revenu intermédiaire :

$$ERER_{it} = 0.21 \times \text{LogTE}^{\text{HP}} + 0.04 \times \text{LogC}_G^{\text{HP}} - 0.72 \times \text{Ouv}^{\text{HP}} + 0.13 \times \text{Prod}^{\text{HP}} + 0.07 \times \text{FFlux}^{\text{HP}}$$

Pays à revenu élevé :

$$ERER_{it} = 0.80 \times \Delta \text{LogC}_G^{\text{HP}} - 0.46 \times \text{Ouv}^{\text{HP}} + 0.24 \times \text{Prod}^{\text{HP}} + 0.03 \times \text{FFlux}^{\text{HP}}$$

Le mésalignement ( $MIS_{it}$ ) est alors obtenu comme l'écart du taux de change réel (RER) à sa valeur d'équilibre ( $ERER_{it}$ ) :

$$MIS_{it} = \text{LogRER}_{it} - ERER_{it}$$

Pour éliminer la constante spécifique à chaque pays et les effets fixes temporels, nous soustrayons du mésalignement précédent ( $MIS_{it}$ ) sa moyenne individuelle ( $\bar{MIS}_i$ ) et sa moyenne annuelle ( $\bar{MIS}_t$ ) et nous rajoutons la moyenne totale de l'échantillon correspondant ( $\bar{\bar{MIS}}$ ) (voir page 565, Greene, 2000).

---

<sup>187</sup>Les calculs du taux de change réel d'équilibre sont faits à partir des fondamentaux significatifs. Le paramètre de lissage du filtre Hodrick-Prescott est fixé à 6.25 et les valeurs de mésalignement sont en pourcentage.

Cette opération donne le mésalignement final ( $MIS^*$ ) :

$$MIS_{it}^* = MIS_{it} - \bar{MIS}_{i.} - \bar{MIS}_{.t} + \bar{\bar{MIS}} \quad (10)$$

avec  $\bar{MIS}_{i.} = \sum_{t=1}^{T_i} MIS_{it}$ ,  $\bar{MIS}_{.t} = \sum_{i=1}^N MIS_{it}$  et  $\bar{\bar{MIS}} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} MIS_{it}$

Une analyse descriptive du mésalignement sera présentée dans la suite du chapitre.

### **III- Analyse économétrique des relations entre le système de change et le mésalignement**

Nous étudions maintenant les liens entre le système de change et le mésalignement. Plus précisément, nous analyserons les effets des systèmes *de jure* et *de facto* sur les déséquilibres du taux de change réel. Ensuite, nous séparerons les épisodes de surévaluation de ceux de sous-évaluation afin de vérifier si le régime de change les affecte différemment. Notre travail sera complété par une analyse des effets des écarts entre le système de change annoncé et celui qui est effectivement mis en œuvre. Cette investigation permettra de savoir s'il existe des bénéfices systématiques et substantiels à dévier des promesses de régime de change.

Nous commençons par rappeler certains résultats empiriques antérieurs avant d'exposer notre démarche économétrique. Les résultats d'estimation sont discutés par la suite. Enfin, des implications seront abordées dans la conclusion.

#### **III.1- Evidence empirique antérieure**

Des auteurs ont abordé au plan empirique les liens entre le système de change et les déséquilibres du taux de change réel. Jeong et Mazier (2003) ont estimé le mésalignement du

taux de change réel du Japon, de la Chine et de la Corée sur la période 1981-2000. Ils l'utilisent pour discuter trois options de régimes de change pouvant s'offrir à ses pays : un bloc bâti autour du yen, un ancrage des trois monnaies à un panier commun et une union de change. Mais, ils ne discutent pas directement les effets du système de change sur le mésalignement. Cette tâche est entreprise par Coudert et Coharde (2008) qui procèdent à des tests de comparaison des moyennes du mésalignement entre régimes de change *de facto* dans un échantillon de pays émergents et en développement de 1974 à 2004. Les tests révèlent que le taux de change réel est relativement plus surévalué dans les systèmes de change fixes. À l'inverse, une forte sous-évaluation apparaît dans les régimes de change flexibles. De même, les régimes intermédiaires sont associés à une sous-évaluation moins élevée que les systèmes flexibles. Mais cette différence n'est pas statistiquement significative avec la classification de Levy Yeyati et Sturzenegger (2005). Les conclusions restent identiques pour les systèmes de change fixes lorsque l'inflation est modérée, *i.e.* inférieure à 40% par an. Les régimes intermédiaires ne diffèrent statistiquement des régimes flexibles qu'avec la classification de Reinhart et Rogoff (2004) et dans les pays à forte inflation. Dans leur étude de la compétitivité manufacturière des pays Moyen-Orient et d'Afrique du Nord, Nabli, Keller et Veganzones (2004) relèvent que, de 1974 à 1999, les cas de surévaluation réelle atteignent 88% des observations dans les systèmes de change fixes et 76% dans les systèmes plus flexibles. Au cours de la même période, une surévaluation réelle dépassant 25% apparaissait dans la moitié des observations se rapportant aux régimes fixes contre moins de 30% pour les régimes flexibles. La littérature des crises de change associe parfois le système de change fixe à une surévaluation réelle qui persiste et s'accumule. Kempa et Nelles (1999) modélisent la probabilité des attaques spéculatives dans le mécanisme de change européen de 1992-1993 comme une fonction croissante de la surévaluation réelle de chaque monnaie participante. La surévaluation résulte elle-même d'une accumulation d'inflation relativement plus élevée qu'en Allemagne et de la fixité des bandes de fluctuation des taux de change bilatéraux. Les auteurs montrent que les

attaques surviennent d'abord dans les pays dont le taux de change réel est le plus surévalué (Espagne, Portugal, Italie et Grande Bretagne) avant de s'étendre aux autres pays du système. Le calcul du mésalignement du peso argentin de 1991 à 2001 par Alberola, López et Servén (2004) révèle qu'à une sous-évaluation initiale et décroissante jusqu'en 1997 a succédé une surévaluation croissante qui a culminé à plus de 50% en 2001. Les auteurs évaluent ensuite l'impact de la caisse d'émission sur le mésalignement. Selon leurs résultats, l'évolution divergente des actifs nets étrangers et de la croissance de productivité relative entre l'Argentine et les Etats-Unis – qui est incompatible avec la caisse d'émission – a participé substantiellement à la surévaluation du peso, excepté en 1993. Après 1995, l'inadéquation du dollar comme monnaie d'ancrage a contribué significativement à la surévaluation réelle, particulièrement à partir de 1997 où la surévaluation du dollar a alimenté celle du peso. Sazanami et Yoshimura (1999) identifient la dépréciation réelle du yen par rapport au dollar à partir de 1995 comme la principale source du mésalignement fortement croissant par rapport au yen des monnaies de la Malaisie, des Philippines et de la Thaïlande. En Indonésie et en Corée, le taux de change réel apparaît sous-évalué par rapport au yen. Mais, cette sous-évaluation diminue continuellement et fortement dans la période précédant la crise de 1997-1998 alors même que les deux monnaies demeurent bien alignées par rapport au dollar. Sazanami et Yoshimura déduisent que l'évolution du mésalignement vis-à-vis du yen a révélé l'inadéquation de l'ancrage des monnaies au dollar dans tous ces pays.

Ces études semblent donc corroborer un impact défavorable du régime de change fixe sur les déséquilibres du taux de change réel. Néanmoins, elles présentent quelques limites. En effet, la mesure de mésalignement de Coudert et Coharde est plus faible dans le modèle à deux fondamentaux que dans le modèle comprenant uniquement l'effet Balassa-Samuelson. L'ajout d'autres déterminants couramment utilisés dans la littérature pourrait conduire à des valeurs de

mésalignement encore moins élevées (voir, eg., Chinn et Johnston, 1996). À ce titre, il est intéressant de rappeler l'investigation de Goldfajn et Valdes (1999). Ils trouvent que la probabilité d'une surévaluation réelle est très élevée dans les systèmes de change fixes<sup>188</sup> excédant toujours 65%. Par contre, cette probabilité est nettement plus faible dans les régimes flexibles car ne dépassant guère 30% et encore plus dans les systèmes de flottage où elle reste toujours inférieure à 7%. Nonobstant ces différences, les auteurs attribuent une part non négligeable de l'appréciation réelle à des changements durables des fondamentaux car leur prise en compte réduit le nombre et la durée des épisodes de surévaluation. Ce qui les amène à conclure que l'appréciation du taux de change réel n'implique pas toujours une surévaluation. Coudert et Coharde (2002 et 2006) parviennent à une conclusion similaire avec un échantillon de cinq pays d'Europe Centrale et Orientale souhaitant adhérer à la zone Euro<sup>189</sup>. Par ailleurs, dans leur étude de quatre pays d'Amérique Latine (Argentine, Brésil, Colombie et Mexique) de 1990 à 2002, Baldi et Mulder (2004) confirment que le taux de change réel tend à s'apprécier significativement dans les systèmes de change fixes, à l'exception du Chili. Ils confirment aussi l'existence d'un effet de demande provoqué par les afflux de capitaux de portefeuille et le resserrement de la politique monétaire qui s'ensuit. Les résultats de Baldi et Mulder et Goldfajn et Valdés semblent donc indiquer que les fondamentaux du taux de change réel ne suffisent pas à expliquer entièrement sa plus forte appréciation relative dans les systèmes de change fixes<sup>190</sup>. Cependant, même s'il existe une relation entre le régime de change et le mésalignement, il se pourrait que son ampleur soit moindre que celle suggérée par Coudert et Coharde (2008). Pour remédier à cette limite, nous utilisons un ensemble plus large de déterminants incluant notamment les plus fréquents et significatifs dans la littérature. Une autre particularité de Coudert et Coharde est qu'elles réalisent leurs estimations sur un échantillon unique de plus de

---

188Goldfajn et Valdes (1999) utilisent les régimes de change officiels.

189Un résultat identique est mis en évidence par Abdib et Tsangarides (2006) dans les pays de la zone Franc CFA, pour l'année 2005.

190Elbadawi et Soto (1994) mettent en évidence une surévaluation réelle substantielle au Chili durant les années de fonctionnement du régime de change fixe adopté en 1979.



100 pays de tous niveaux de développement. Cela pose problème étant donné les faibles performances de l'estimateur FMOLS en petits échantillons à dimension individuelle excédant largement la dimension temporelle. De surcroît, Dufrenot et Yehoue (2005) constatent que les facteurs communs parmi les déterminants du taux de change réel diffèrent entre pays à revenu intermédiaire et ceux à revenu faible. Notons enfin que l'échantillon de Goldfajn et Valdés inclut la période de Bretton Woods. D'autre part, ces auteurs ne considèrent aucun facteur explicatif des épisodes de surévaluation, de leur durée ou leur correction.

Un autre apport de notre travail est l'estimation des effets des déviations des régimes de change observés par rapport à ceux annoncés. Par cette démarche, nous essayons de comprendre les raisons – en termes de différences de mésalignement – de ces comportements.

## **III.2- Démarche économétrique**

Après le rappel des résultats empiriques antérieurs et la motivation de notre travail, nous présentons les modèles qui serviront à notre analyse économétrique. À la suite de cette étape, la méthodologie d'estimation sera introduite et les résultats obtenus seront discutés.

### **III.2.1- Modèles économétriques**

Pour répondre aux questions posées dans les parties précédentes, nous estimons des équations du déséquilibre du taux de change réel, pour chacun de nos trois groupes de pays. Nous décrivons ici les différents modèles économétriques qui serviront à notre analyse.

#### **III.2.1.1- Systèmes de change et mésalignement du taux de change réel**

Le mésalignement du taux de change réel dépend-t-il du régime de change en vigueur ?

Pour le savoir, nous estimons l'équation suivante :

$$MIS_{it}^* = \beta_0 + \alpha_1 Fixe_{it} + \alpha_2 Interm_{it} + \beta_1 Inflation_{it} + \beta_2 devTE_{it} + \beta_3 devOuv_{it} + \beta_4 devCG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

où la variable de mésalignement  $MIS_{it}^*$  est définie comme dans la section II-2.  $\beta_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \beta_3,$  et  $\beta_4$  sont des paramètres à estimer.  $\varepsilon_{it}$  désigne des perturbations aléatoires d'espérance nulle et de variance  $\sigma_i$ .  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont les coefficients d'intérêt de notre étude. Les variables muettes  $Fixe_{it}$  et  $Interm_{it}$  sont égales à 1 si le régime de change du pays  $i$  au cours de l'année  $t$  est respectivement fixe et intermédiaire et 0 sinon. La catégorie exclue est donc le régime de change flexible.

À priori, les déséquilibres du taux de change réel devraient être plus prononcés dans les régimes de change fixes, particulièrement dans les pays à revenu intermédiaire et faible où les mécanismes d'ajustement semblent limités ou fortement contraints. L'impact des régimes de change intermédiaires sur le mésalignement ne semble pas tranché. Ces régimes offrent à la fois un ancrage de taux de change nominal comme les systèmes fixes et comparativement une flexibilité du taux de change nominal plus grande, bien qu'inférieure à celle des régimes de flottement. La relation entre le mésalignement et les systèmes de change intermédiaires dépendra vraisemblablement du niveau de développement des pays. En effet, les pays riches disposent en général d'institutions (financières, politiques...) plus solides et leurs marchés financiers relativement plus élaborés accroissent la capacité d'ajustement de leur économie. Ce qui nous laisse penser que ces pays tendront à préférer des régimes de change flottants car ils atténuent relativement plus le mésalignement<sup>191</sup> que les régimes fixes et intermédiaires. L'intégration financière et économique internationale des pays à revenu intermédiaire est relativement plus

<sup>191</sup>L'adoption d'un système de change fixe peut résulter d'une volonté d'intégration politique et économique comme dans le cas de l'Union Européenne.

grande que celle des pays à revenu faible mais moins élevée que celle des pays à revenu élevé. En outre, leurs institutions ne sont pas aussi développées que dans les pays à revenu élevé (Rogoff *et al.*, 2004; Calvo, 2000). Cette position peut conférer aux régimes intermédiaires un attrait relativement plus grand<sup>192</sup> (voir Frankel, 1999 et 2003; Frankel et Wei, 2008; Reinhart et Rogoff, 2003). Dans le même temps, les régimes de change fixes peuvent imposer des coûts quelques fois importants dans ces pays en les exposant à des attaques spéculatives ou en contraignant significativement leur capacité d'ajustement<sup>193</sup> (Obstfeld et Rogoff, 1995). Par conséquent, nous postulons que, dans ces pays, le mésalignement est moins prononcé dans les régimes intermédiaires et plus élevé dans les systèmes fixes, en comparaison aux régimes flexibles.

Les variables explicatives de l'équation 12 comprennent aussi les chocs de court terme de termes de l'échange ( $devTE_{it}$ ), les écarts par rapport à leur valeur de long terme de l'ouverture commerciale ( $devOuv_{it}$ ) et des dépenses publiques de consommation ( $devCG_{it}$ ). Les effets de ces trois variables sur le mésalignement sont identiques à ceux décrits pour le taux de change réel d'équilibre. Toutefois, dans le cas présent, elles agissent sur les déséquilibres du taux de change réel et n'affectent pas sa valeur d'équilibre. Dans le long terme, les termes de l'échange, l'ouverture commerciale et la dépense de consommation gouvernementale reviennent à leurs valeurs d'équilibre (calculées avec le filtre Hodrick-Prescott). Par conséquent, les chocs transitoires qui les affectent devraient se dissiper à long terme. Nous introduisons également le taux d'inflation – mesuré comme l'écart par rapport à la moyenne annuelle de l'échantillon<sup>194</sup> – pour tenir compte des résultats antérieurs suggérant que le régime de change peut affecter le mésalignement (et sa correction) différemment selon le taux d'inflation (Sarno, Valente and Wohar, 2003 et Coudert et Coharde, 2008). L'inflation domestique pousse à la hausse le prix des

---

192L'existence d'effets de bilan peut diminuer les bénéfices que procurent les systèmes de change flottants.

193L'illustration notoire des fortes contraintes imposées par un régime de change fixe est l'abandon par l'Argentine de sa caisse d'émission en décembre 2001.

194Cela permet d'éliminer l'influence de facteurs communs qui poussent l'inflation mondiale à la hausse.

biens non échangeables tendant ainsi à apprécier le taux de change réel. De même, une forte inflation – résultant de politiques non soutenables – accroît les pressions à la dévaluation qui, en retour, alimente l'inflation. Elle rend difficile la défense d'un taux de change fixe car elle pousse le taux de change réel à la surévaluation (Bird, 1998; Edwards, 1989b). Les dévaluations fréquentes rapprochent alors la fixité de la flexibilité et le comportement du taux de change réel devient similaire entre les deux types de régimes.

### III.2.1.2- Distinction entre surévaluation et sous-évaluation du taux de change réel

L'équation 12 ne nous permet pas de savoir si un impact donné du système de change sur le mésalignement est la conséquence de probabilités différentes des épisodes de surévaluation et de sous-évaluation dans ce régime. Pour le savoir, nous estimons la probabilité que le taux de change réel soit surévalué en fonction du régime de change :

$$\begin{aligned}
 Sureval_{it} = & \beta_0 + \alpha_1 Fixe_{it} + \alpha_2 Interm_{it} + \beta_1 Inflation_{it} + \beta_2 devTE_{it} + \\
 & \beta_3 devOuv_{it} + \beta_4 devCG_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{12}$$

$$\text{avec } Sureval = \begin{cases} 1 & \text{si } MIS_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{si } MIS_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

Les épisodes de surévaluation et de sous-évaluation sont rendus symétriques par notre définition. Selon les arguments précédents, la probabilité d'une surévaluation réelle est plus élevée dans les systèmes de change fixes, pour tous les groupes de pays. Cette prédiction s'applique aussi aux régimes intermédiaires dans les pays à revenu faible et à revenu élevé. Dans les pays à revenu intermédiaire, le taux de change réel pourrait avoir tendance à être relativement moins surévalué dans les systèmes intermédiaires de change. Egalement, la probabilité d'une surévaluation réelle croît avec l'inflation, avec une amélioration transitoire des termes de l'échange ou avec une hausse transitoire de la consommation gouvernementale s'adressant essentiellement aux biens

non échangeables. Une ouverture commerciale temporairement accrue tendra à réduire les risques de surévaluation réelle.

### III.2.1.3- Ecart entre déclarations et pratiques de change

Le fait de dévier du régime de change annoncé influence les déséquilibres du taux de change réel ? Pour répondre à cette question, nous ré-estimons l'équation 12 en remplaçant les variables de régimes de change par de nouvelles variables traduisant les écarts entre régimes *de jure* et *de facto*. Plus précisément, la nouvelle équation estimée est donnée par :

$$MIS_{it}^* = \beta_0 + \alpha_1 FixeFixe_{it} + \alpha_2 FixeNonFixe_{it} + \alpha_3 NonFixeFixe_{it} + \beta_1 Inflation_{it} + \beta_2 devTE_{it} + \beta_3 devOuv_{it} + \beta_4 devCG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Les nouvelles variables de régime de change sont définies ainsi :

- *FixeFixe* : variable muette prenant la valeur 1 si le système de change d'un pays *i* est classé comme fixe par le FMI et par Reinhart et Rogoff au cours de l'année *t*.
- *FixeNonFixe* : elle est égale à 1 si le régime annoncé est fixe et le régime de fait ne l'est pas.
- *NonFixeFixe* : elle vaut 1 pour les pays qui déclarent un régime non fixe mais en poursuivent un en pratique.

La catégorie exclue (*NonFixeNonFixe*) représente les pays qui n'ont pas un régime de change fixe selon les deux classifications.

Nous vérifions aussi si les déviations entre régimes *de jure* et *de facto* induisent des différences dans la survenue des épisodes de surévaluation et de sous-évaluation réelle. À cette fin, nous ré-estimons l'équation 13 avec les trois nouvelles variables de régimes de change :

$$\begin{aligned}
\text{Sureval}_{it} = & \beta_0 + \alpha_1 \text{FixeFixe}_{it} + \alpha_2 \text{FixeNonFixe}_{it} + \alpha_3 \text{NonFixeFixe}_{it} + \\
& \beta_1 \text{Inflation}_{it} + \beta_2 \text{devTE}_{it} + \beta_3 \text{devOuv}_{it} + \beta_4 \text{devCG}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
\tag{14}$$

### **III.2.2- Méthode d'estimation, mesure des variables et sources**

Toutes les estimations sont réalisées par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les équations dont les variables dépendantes binaires sont estimées par *logit*.

Nous utilisons comme classification officielle celle du FMI qui recense les régimes de change déclarés par les pays membres. Notre classification *de facto* est celle de Reinhart et Rogoff (2003). Le taux d'inflation est calculé à partir des données de la Banque Mondiale (WDI, 2003). La période d'étude ne couvre que des années de l'après Bretton Woods et s'étend de 1973 à 1999. Toutes les observations désignées par « *dual missing* » dans la base de Reinhart et Rogoff (2003) sont exclues. Les régimes de change fixes, intermédiaires et flexibles sont définis comme dans les chapitres précédents.

### **III.2.3- Résultats et interprétation**

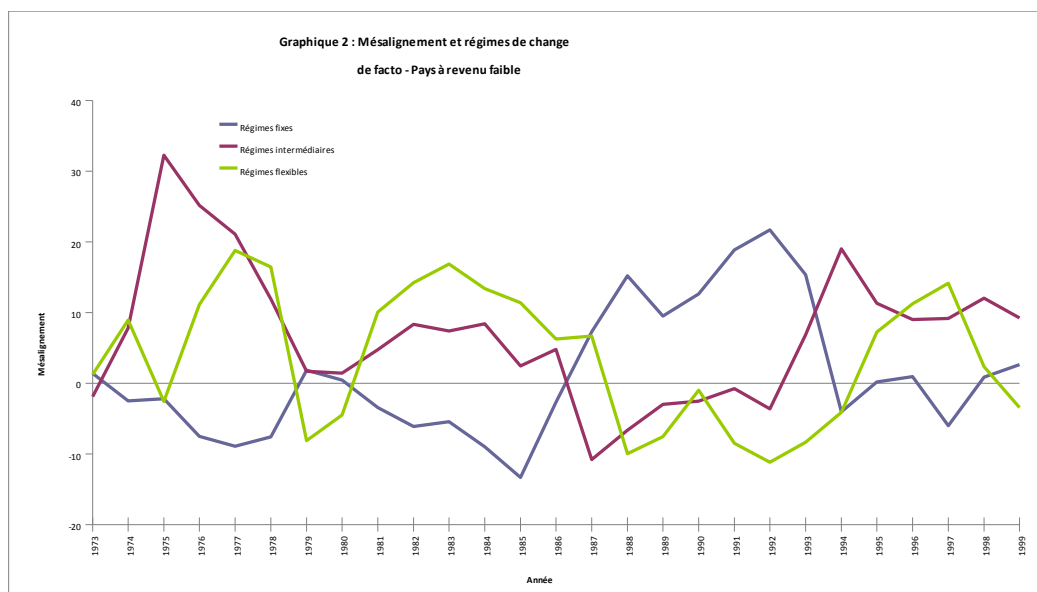
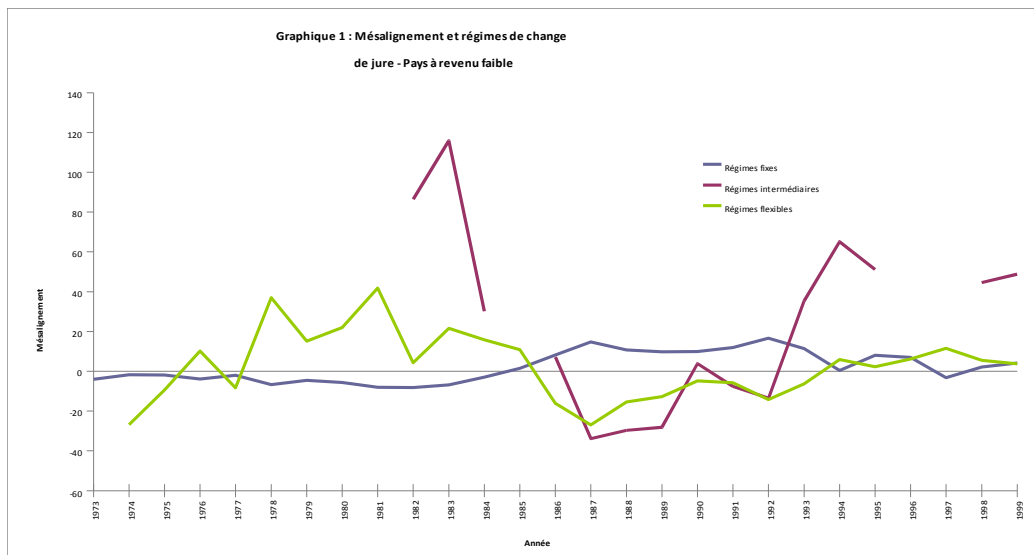
#### **III.2.3.1- Analyse descriptive**

Avant de présenter et de discuter les résultats d'estimation, nous décrivons à l'aide de graphiques l'évolution du mésalignement moyen annuel observé dans les régimes de change fixes, intermédiaires et flexibles dans chaque groupe de pays.

Les graphiques<sup>195</sup> 1 et 2 retracent l'évolution du mésalignement dans les pays à revenu faible.

---

<sup>195</sup>Les ruptures des courbes indiquent qu'aucune observation n'appartient au type régime de change concerné.

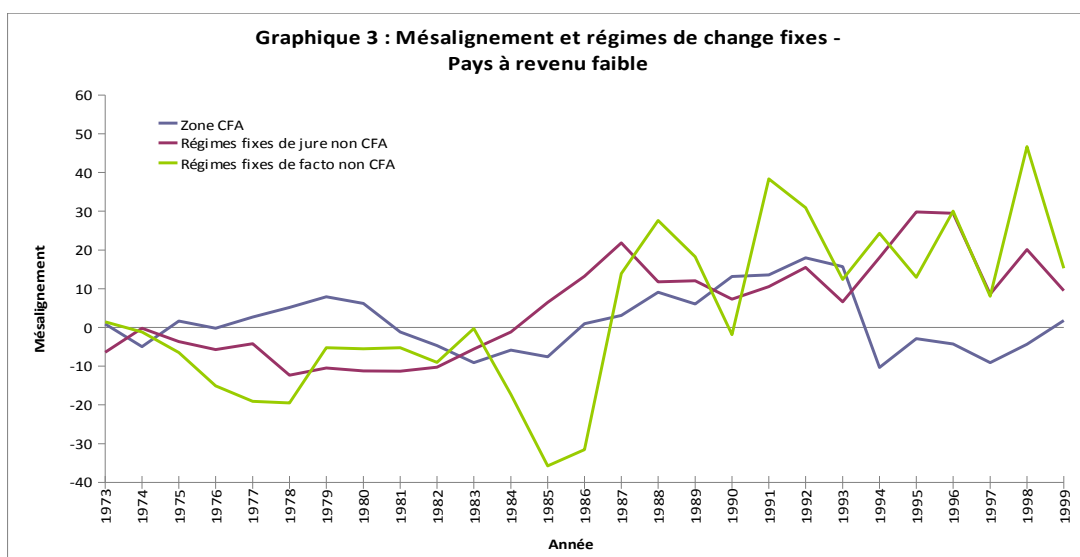


Le graphique 1 montre que, de la fin des années 1970 au milieu des années 1980, le mésalignement est en moyenne le plus élevé dans les régimes de change intermédiaires et le plus faible dans les systèmes fixes. Sur cette période, les déséquilibres du taux de change réel sont restés assez stables dans les pays à changes fixes alors qu'ils baissent sensiblement dans les régimes flexibles et fortement dans les régimes intermédiaires. Après 1985, le mésalignement devient le plus élevé dans les systèmes fixes et il continue de croître jusqu'au début des années 1990. Les pays à régimes intermédiaires et flexibles ont vu leur mésalignement diminuer jusqu'en 1987, année à partir de laquelle cette tendance s'est inversée. Les déséquilibres dans ces

deux régimes sont restés assez proches et toujours inférieurs au mésalignement des régimes fixes. Par la suite, le mésalignement s'est fortement accru dans les systèmes intermédiaires de sorte à devenir le plus élevé. Globalement, aucune tendance nette ne se dégage du graphique 1 entre les différents régimes de change *de jure*.

En utilisant les régimes *de facto*, nous obtenons le graphique 2 qui met en évidence une alternance de phases de mésalignement décroissant et croissant. Les déséquilibres réels des régimes intermédiaires et flexibles évoluent dans le même sens, avec quelques décalages. L'évolution du mésalignement dans les régimes de change fixes *de facto* est opposée à celle des deux autres systèmes de change. La comparaison des trois régimes fait ressortir que les déséquilibres étaient plus faibles dans les systèmes de change fixes jusqu'au milieu des années 1980. Puis, ils se sont accrus substantiellement et sont restés supérieurs à ceux des régimes intermédiaires et flexibles jusqu'en 1993. Par la suite, le mésalignement s'est considérablement réduit et les pays à change fixes ont enregistré les déséquilibres les plus faibles de 1994 à 1998.

Nous avons comparé les pays de la zone CFA aux pays non membres qui ont un régime de change fixe dans le graphique 3.





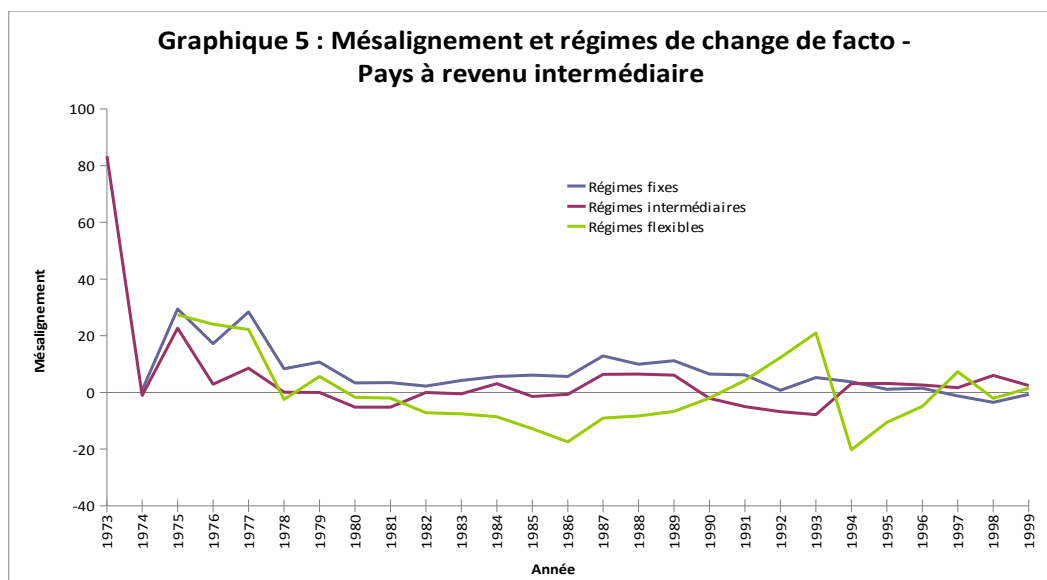
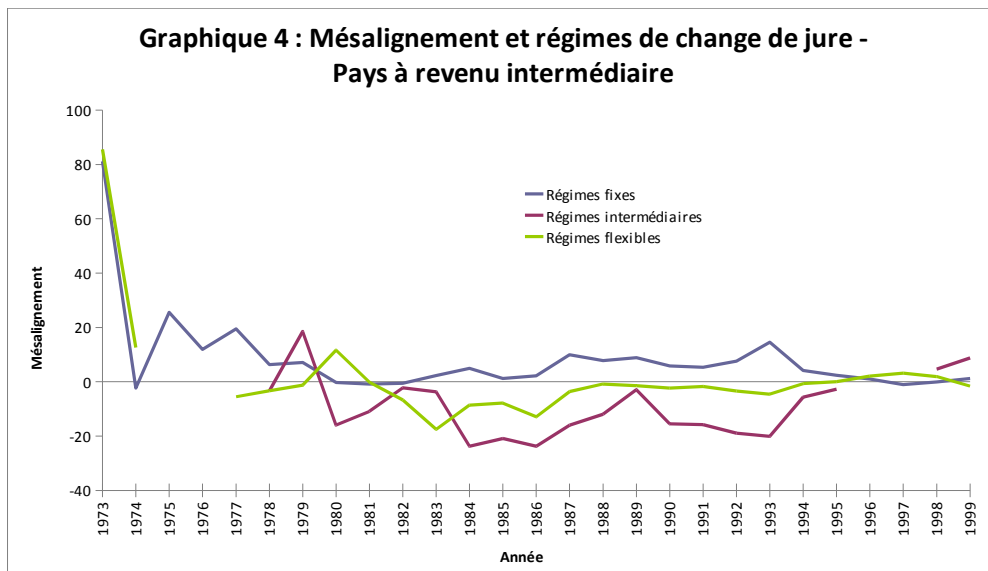
On observe une tendance à l'accroissement du mésalignement au cours du temps, interrompue en 1994 dans les pays CFA avec la dévaluation de 50% du franc CFA<sup>196</sup>. Depuis, la tendance haussière a repris même si le mésalignement reste inférieur à celui des autres régimes fixes *de jure* et *de facto*. On constate aussi que dans les pays non CFA à régimes fixes *de facto*, les déséquilibres du taux de change réels enregistrent de larges fluctuations dans le temps.

Le mésalignement du taux de change réel dans les régimes fixes, intermédiaires et flexibles des pays à revenu intermédiaires est décrit dans les graphiques 4 et 5 ci-dessous. Les déséquilibres réels sont demeurés relativement faibles dans le temps avec même une sous-évaluation qui persiste dans les régimes intermédiaires et flexibles *de jure* selon le graphique 4. Le mésalignement moyen a été, la plupart du temps, le plus faible dans les systèmes intermédiaires et le plus élevé dans les régimes fixes. Dans ces derniers, une légère surévaluation a prévalu en général.

La comparaison du mésalignement entre régimes *de facto*, menée dans le graphique 5, confirme les déséquilibres relativement faibles. La principale différence avec le graphique 4 est que le mésalignement le plus faible est observé dans les régimes flexibles dont le taux de change réel a été sous-évalué la plupart du temps. De plus, le taux de change réel est tantôt faiblement surévalué, tantôt légèrement sous-évalué dans les systèmes de change intermédiaires.

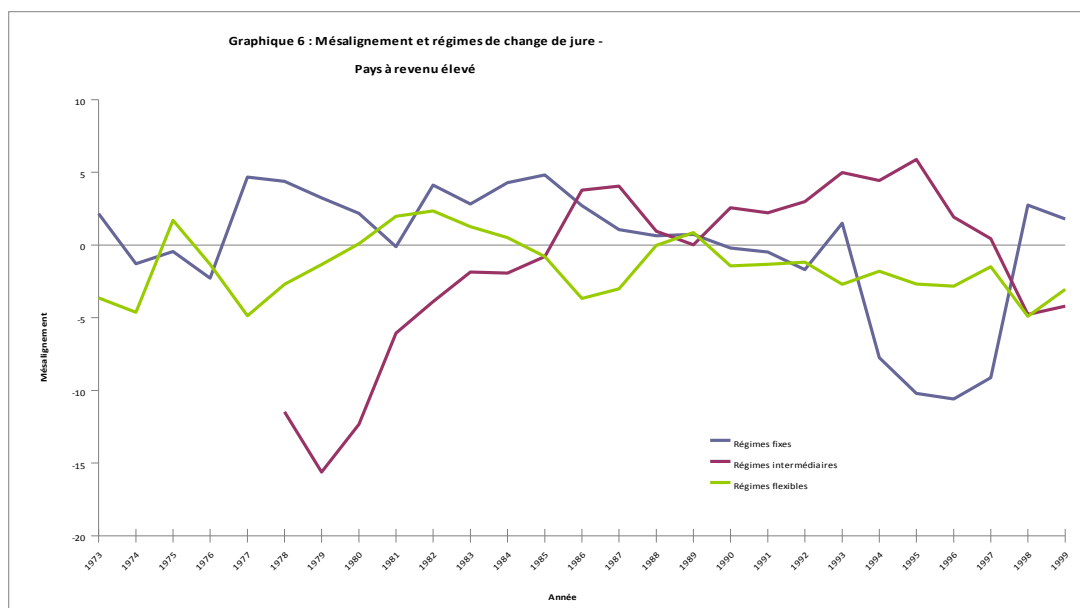
---

<sup>196</sup>Devarajan (1997) observe une évolution similaire du taux de change réel dans les pays de la zone CFA.

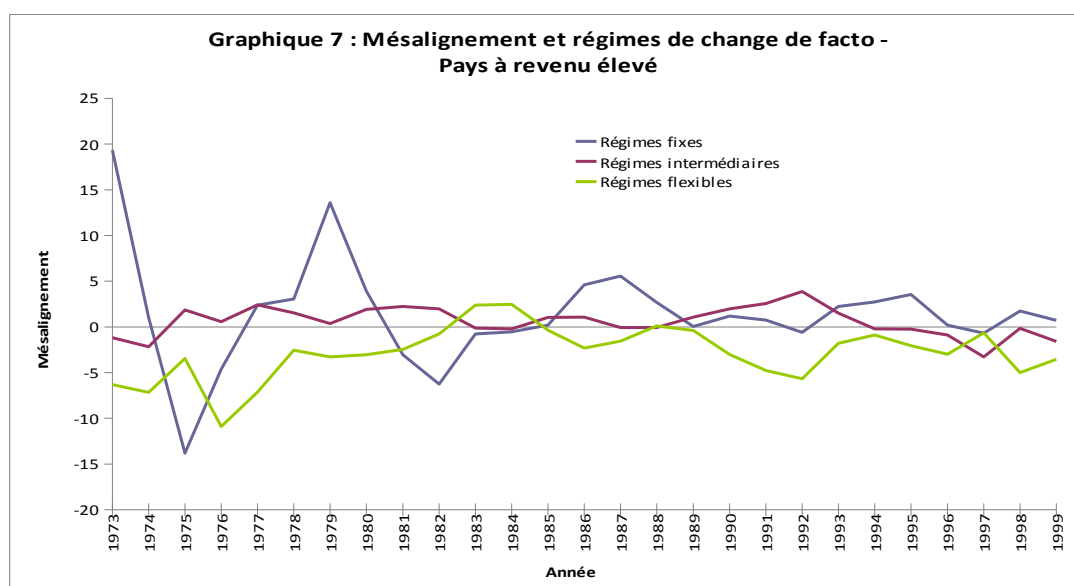


Le comportement du mésalignement dans les pays à revenu élevé est décrit par les graphiques 6 et 7 (ci-dessous). Il ressort du graphique 6 que le mésalignement a eu tendance à augmenter jusqu'au début des années 1980. Cette tendance a continué dans les régimes intermédiaires jusqu'en 1995. A cette phase a succédé une baisse continue des déséquilibres jusqu'en 1998 dans les systèmes de change intermédiaires et flexibles et jusqu'en 1996 dans les régimes fixes. Avant 1985, le taux de change réel était le plus sous-évalué dans les régimes intermédiaires et le plus surévalué dans les régimes fixes. Après 1989, les régimes intermédiaires

ont enregistré la plus forte surévaluation et les régimes fixes avaient en général le taux de change réel le plus sous-évalué.



Avec les régimes *de facto*, les différences d'évolution des déséquilibres du taux de change réel se révèlent nettement moindres (graphique 7). Les régimes de change flexibles enregistrent des performances relativement meilleures que les autres et les systèmes de change fixes ont le plus souvent le mésalignement le plus élevé.



L'analyse graphique nous a fourni un aperçu de l'évolution du mésalignement dans les

régimes de change *de jure* et *de facto* alternatifs, dans nos trois échantillons. Cette analyse descriptive ne permet pas de tirer des conclusions sur les effets des systèmes de change sur les déséquilibres du taux de change réel. L'étape qui suit entreprend cette tâche.

### III.2.3.2- Systèmes de change et mésalignement du taux de change réel

Nous exposons successivement les résultats des pays à revenu faible, intermédiaire et élevé.

#### - Pays à revenu faible

Le tableau 4 rapporte les résultats d'estimation de l'impact du régime de change sur le mésalignement dans les pays à revenu faible<sup>197</sup>. La colonne 1 indique que les régimes de change fixes et intermédiaires *de jure* accroissent significativement les déséquilibres du taux de change réel. D'un point de vue économique, l'impact du régime de change est important. En effet, avoir un système de change fixe accroît le mésalignement moyen d'environ 5% par an et l'existence d'un régime intermédiaire de change conduit à des déséquilibres du taux de change réel supérieurs d'environ 16% par rapport aux régimes de change flottants. Ainsi, les pays à revenu faible qui ont un régime officiel intermédiaire présentent un mésalignement fortement plus élevé que ceux qui possèdent un système de change fixe. Mais, l'égalité des effets de ces deux systèmes n'est pas rejetée par le test de Wald. On peut noter aussi que les régimes extrêmes délivrent de meilleures performances d'ajustement que les régimes intermédiaires. Entre les extrêmes, la flexibilité domine la fixité économiquement et statistiquement.

Pour comprendre si les performances des régimes fixes dans les pays à revenu faible reflètent ou non celles des pays de la zone Franc CFA, nous avons séparé ces pays (*CFA*) des systèmes fixes de pays qui n'y participent pas (*NonCFAimf*). La colonne 2 semble indiquer que le

---

<sup>197</sup>Toutes les régressions contiennent une constante et des variables muettes désignant les décennies 1980 et 1990.

mésalignement relativement élevé et significatif dans les régimes de change fixes provient surtout des pays de la zone CFA. Ces derniers présentent un mésalignement qui est de 6% plus élevé en moyenne. Cependant, le test de Wald ne conclut pas à des ordres de grandeur différents des effets de ces deux régimes même si l'égalité simultanée à zéro de ces effets est rejetée avec une probabilité critique de 4%. D'autre part, seul l'impact des régimes CFA présente une significativité statistique aux seuils usuels. Nous en déduisons que le mésalignement est relativement plus élevé dans les systèmes de change fixes des pays à revenu faible et cet effet défavorable peut être attribué essentiellement à la zone CFA.

Hormis les chocs de la consommation gouvernementale, les autres variables de contrôle apparaissent dans les colonnes 1 et 2 avec des coefficients estimés qui sont significatifs au plan statistique<sup>198</sup>. Le mésalignement s'accroît en réponse à un choc positif transitoire d'inflation et des termes de l'échange. L'évolution inverse survient quand l'ouverture commerciale s'accroît temporairement. La consommation publique dans les pays à revenu faible serait à forte composante de biens non échangeables mais ses chocs de court terme n'affectent pas significativement le mésalignement. En comparant les colonnes 1 et 2, on s'aperçoit que les coefficients de variables de contrôle et des régimes de change intermédiaires sont relativement stables.

Les colonnes 3 et 4 reprennent les estimations des colonnes 1 et 2 avec les régimes de change classés par Reinhart et Rogoff. Le mésalignement est toujours plus élevé dans les systèmes fixes et intermédiaires, les premiers offrant des performances meilleures que les seconds comme avec la classification *de jure*. Dans les pays de la zone CFA, l'impact estimé reste inchangé à 6% environ. Néanmoins, des différences émergent entre les deux classifications. En effet, l'impact des régimes fixes et intermédiaires a maintenant baissé et fortement (au moins

---

<sup>198</sup>Les élasticités associés à ces variables sont plus faibles que les coefficients estimés.

50%) pour les régimes intermédiaires. Quand aucune distinction n'est faite entre pays membres et non membres de la zone CFA, l'effet des systèmes de change fixes n'est pas statistiquement différent de zéro. Une fois cette distinction opérée, les régimes de change fixes non CFA n'exercent toujours aucune influence significative sur les déséquilibres du taux de change réel et le signe du coefficient estimé devient négatif. Une autre différence majeure entre les deux séries de résultats est que les systèmes fixes exercent un impact qui est statistiquement différent de celui des régimes intermédiaires. En outre, les régimes non CFA se distinguent aussi statistiquement de la zone CFA par l'ampleur de leur impact. L'existence de déséquilibres relativement plus élevés dans les pays CFA par rapport aux autres systèmes fixes pourrait provenir du fait que la parité du franc CFA n'a été modifiée qu'une seule fois – en 1994 – depuis les années 1950. L'ajustement du taux de change réel dans ces pays s'est opéré donc par les variations de l'inflation et accessoirement du franc français par rapport aux autres monnaies. Enfin, alors que les régimes CFA, fixes non CFA et intermédiaires *de jure* ne différaient pas statistiquement dans l'ordre de grandeur de leur impact, l'hypothèse d'égalité des effets des trois régimes est rejetée au seuil critique de 3.8% avec la classification *de facto* comme le montre la dernière ligne du tableau.

En général, les effets estimés des variables de contrôle deviennent plus élevés et la consommation gouvernementale reste non significative. Globalement, la stabilité des coefficients estimés avec les régimes *de facto* se détériore légèrement quand on sépare les pays de la zone CFA des autres régimes fixes.

Enfin, l'égalité simultanée à zéro des coefficients de tous les régimes *de facto* ou de tous les régimes *de jure* est rejetée par nos tests.

#### **- Pays à revenu intermédiaire**

Les résultats des pays à revenu intermédiaire figurent dans le tableau 5. Dans la colonne

2, le Gabon, seul pays CFA du groupe est exclu. Selon les résultats (colonnes 1 et 2), les régimes fixes *de jure* accroissent significativement le mésalignement (environ 6%). Contrairement aux pays à revenu faible, les régimes *de jure* intermédiaires réduisent les déséquilibres du taux de change réel de façon significative (5% environ) dans les pays à revenu intermédiaire<sup>199</sup>. Globalement, le système de change joue un rôle important et différencié dans l'évolution des déséquilibres du taux de change réel. En effet, l'impact du régime fixe est statistiquement différent de celui du régime intermédiaire et les effets des deux régimes sont conjointement distincts de zéro.

Des autres variables, seule l'ouverture commerciale exerce un impact statistiquement significatif sur les déséquilibres du taux de change réel. Une hausse de l'inflation réduit le mésalignement du taux de change réel mais la relation n'est pas significative. Le signe des chocs des termes de l'échange change entre les deux colonnes. Il semble aussi que les biens non échangeables représentent une grande part des fluctuations temporaires de la consommation gouvernementale.

Lorsque les régimes *de facto* sont utilisés, les conclusions pour les régimes de change fixes restent inchangées. Bien que le mésalignement apparaisse plus élevé dans les systèmes intermédiaires d'environ 2.40%, les coefficients estimés ne sont pas statistiquement significatifs. Et le coefficient des chocs de termes de l'échange est maintenant toujours négatif. Enfin, comme dans les colonnes 1 et 2, les effets des chocs d'inflation et de la consommation gouvernementale ne sont pas significatifs.

---

<sup>199</sup>Dans ce pays, les régimes de change flexibles peuvent être coûteux car les fluctuations du taux de change nominal agissent sur les facteurs financiers (notamment l'actif net et le coût de la dette). Mais, les régimes de change fixes limitent l'ajustement de l'économie en présence de chocs importants. Cela pourrait expliquer l'impact favorable des régimes de change intermédiaires sur le mésalignement.

Les tests de significativité conjointe des variables de régime de change sont acceptés au seuil de 1%. Comme précédemment, l'impact des systèmes fixes sur le mésalignement est d'une ampleur distincte de celle de l'impact exercé par les régimes intermédiaires. Ainsi, les colonnes 3 et 4 confirment à l'instar des colonnes 1 et 2 que le système de change influence de façon non triviale les déséquilibres du taux de change réel dans les pays à revenu intermédiaire.

#### **- Pays à revenu élevé**

Dans le groupe de pays à revenu élevé, la flexibilité du taux de change nominal offre la meilleure capacité de réduction du mésalignement du taux de change réel quelle que soit la classification utilisée tableau 6. On constate aussi que le mésalignement est légèrement inférieur dans les régimes intermédiaires *de jure* (environ 2.6%) comparativement aux systèmes fixes *de jure* (3% au moins). Avec les régimes *de facto*, les effets estimés sont plus élevés mais l'écart des effets de régimes fixes et intermédiaires est plus faible qu'avec les régimes *de jure*. De plus, nos tests indiquent clairement que les effets des régimes fixes et intermédiaires sont d'ampleur égale, quelle que soit la classification retenue.

Quand l'inflation augmente, le taux de change nominal se déprécie fortement de sorte que le taux de change réel se déprécie aussi fortement et devient sous-évalué. La forte mobilité des capitaux pourrait expliquer cet effet. En effet, un taux d'inflation élevé annonce un resserrement futur de la politique monétaire et donc des perspectives de croissance moins favorables. Des sorties de capitaux surviennent alors, entraînant une dépréciation nominale dont l'ampleur dépendra de celle des sorties de capitaux. Le taux de change sur-réagit alors à l'inflation. Si l'on s'intéresse aux autres variables de contrôle, on constate qu'une évolution favorable des termes de l'échange accroît significativement le mésalignement alors qu'une ouverture commerciale temporairement accrue le réduit significativement. Comme dans les pays à revenu faible et intermédiaire, l'impact de la consommation gouvernementale n'est pas significatif au plan



statistique. L'exclusion du taux d'inflation dans les colonnes 2 et 4 ne modifie pas substantiellement les résultats.

Dans l'ensemble, nos résultats mettent en lumière une non-neutralité du système de change vis-à-vis des déséquilibres du taux de change réel, dans les pays à revenu élevé. Ils révèlent également une supériorité des régimes de change flexibles au plan économique et statistique.

En résumé, nous trouvons que les déséquilibres du taux de change réel sont plus accentués dans les systèmes de change fixes. Les régimes de change intermédiaires induisent plus de mésalignement dans les groupes de pays à revenu faible et élevé. Dans le premier groupe, on pourrait penser qu'une crédibilité limitée dans la conduite de la politique monétaire serait en partie responsable de cette mauvaise performance des régimes intermédiaires. Dans le second, la flexibilité confère une plus grande capacité d'ajustement aux changements des conditions économiques en plus d'une plus grande autonomie dans la conduite de la politique monétaire. Par contre, dans les pays à revenu intermédiaire, les systèmes de change intermédiaires – lorsque leur impact est significatif – atténuent le mésalignement. Peut être, cet avantage traduit-il l'existence d'effets de bilan que nous avons mentionnés dans les chapitres antérieurs. Peut être résulte-t-il de l'intégration financière et commerciale de ces pays relativement plus grande que celle des pays à revenu faible mais moins élevée que celle des pays à revenu élevé.

Nous affinons notre investigation en considérant le rôle joué par le régime de change dans les épisodes de surévaluation et de sous-évaluation du taux de change réel.

### III.2.3.3- Systèmes de change et surévaluation et sous-évaluation réelles

Jusque là, nous ignorons si les épisodes de surévaluation et de sous-évaluation réelle apparaissent avec des probabilités différentes dans les régimes de change alternatifs. Maintenant, nous abordons ce point en estimant la probabilité des épisodes de surévaluation.

#### - Pays à revenu faible

Nos estimations conduisent au tableau 7. Toutes choses égales, la probabilité de surévaluation est d'environ 0.45% plus grande dans les régimes fixes *de jure* relativement aux régimes flexibles (colonne 1). Elle est supérieure de 0.43% et 0.46% respectivement dans les pays de la zone CFA et dans les pays non membres ayant un régime *de jure* fixe (colonne 2). Ces trois effets présentent une significativité statistique satisfaisante. Ainsi, le mésalignement relativement plus élevé mis en évidence dans les régimes de change fixes *de jure* peut s'expliquer par une probabilité de surévaluation plus grande et une probabilité de sous-évaluation plus faible dans ces régimes. Bien que les régimes intermédiaires *de jure* accroissent aussi la probabilité de surévaluation réelle, leur impact n'est jamais significatif. Cela montre que la différence significative de mésalignement entre régimes intermédiaires et flexibles ne s'explique pas par des épisodes de surévaluation plus fréquents et des épisodes de sous-évaluation moins probables dans les systèmes intermédiaires comparés aux systèmes flexibles. Elle pourrait s'expliquer par des ampleurs de surévaluation réelle plus grandes ou de sous-évaluation plus faibles dans les régimes intermédiaires. Enfin, les tests additionnels effectués indiquent que les variables de régime de change sont collectivement non nulles. Mais ils ne valident pas l'hypothèse d'un impact quantitatif différencié entre régimes fixes et intermédiaires, entre régimes fixes CFA et non CFA ou entre tous les régimes de change.

Quand la classification *de facto* est utilisée (colonnes 3 et 4) les résultats laissent penser aussi que les déséquilibres de taux de change réel relativement plus élevés dans les régimes intermédiaires ne reflètent pas une tendance (statistiquement significative) plus marquée à la surévaluation réelle et une tendance moins prononcée à la sous-évaluation réelle dans ces régimes.

Considérés ensemble, les systèmes de change fixes *de facto* n'exercent pas un impact différent des régimes flexibles sur la probabilité d'observer une surévaluation ou une sous-évaluation. La désagrégation entre pays membres et non membres de la zone CFA montre que, dans les seconds, la probabilité d'une surévaluation réelle est de 0.50% inférieure et celle d'une sous-évaluation de 0.50% supérieure relativement aux régimes de change flexibles *de facto*. Mais cela ne se traduit pas par des déséquilibres réels moyens différents statistiquement de ceux enregistrés dans les régimes flexibles (cf. tableau 4). La colonne 4 indique aussi que le mésalignement significativement plus élevé dans les pays CFA n'est pas le reflet de probabilités de surévaluation et de sous-évaluation différentes et statistiquement significatives dans ces pays par rapport aux pays à régime *de facto* flexible.

Lorsque les régimes fixes *de facto* sont regroupés en une catégorie unique, nos tests concluent que le taux de change réel tend à être surévalué ou sous-évalué avec la même probabilité dans les régimes fixes, intermédiaires et flexibles. Ce qui concorde avec l'absence de significativité statistique des variables de systèmes de change considérées individuellement dans la colonne 3. Ces tests ne nous permettent pas non plus d'affirmer que les systèmes fixes et intermédiaires *de facto* affectent les déséquilibres du taux de change réel différemment.

Par contre, la désagrégation des régimes CFA et non CFA rétablit la non neutralité du système de change dans la colonne 4. De plus, les régimes CFA se distinguent significativement des régimes fixes non CFA et l'hypothèse d'égalité des coefficients de tous les régimes est rejetée avec une probabilité de 2.5%.

### - Pays à revenu intermédiaire

Les résultats de ces pays sont rapportés dans le tableau 8. La surévaluation réelle est de 0.63 % plus probable dans les régimes de change fixes officiels que dans les régimes flexibles. Si le Gabon est exclu, la probabilité d'une surévaluation réelle dans les régimes fixes dépasse de 0.68% celle des régimes flexibles. Cela implique donc que le mésalignement élevé associé aux systèmes fixes traduit des surévaluations plus fréquentes et des sous-évaluations moins fréquentes dans ces régimes. Cette interprétation s'applique aussi à la classification *de facto* (colonnes 3 et 4). En revanche, nous ne pouvons imputer le moindre mésalignement qu'induisent les régimes intermédiaires *de jure* à des probabilités de surévaluation et de sous-évaluation significativement différentes, au plan statistique, de celles des régimes officiels flexibles. Des surévaluations d'ampleur plus faible et des sous-évaluations d'ampleur plus élevée dans les régimes intermédiaires comparés aux régimes flexibles semblent donc l'explication du résultat précédemment établi.

Au contraire, dans les systèmes intermédiaires *de facto*, les épisodes de surévaluation ont plus de chances de survenir alors que ceux de sous-évaluation se produisent moins fréquemment (colonnes 3 et 4) bien que ces régimes ne génèrent pas en pratique un mésalignement statistiquement distinct de celui observé dans les régimes flexibles.

Les tests présentés à la fin du tableau confirment que les régimes fixes, intermédiaires et flexibles influencent distinctement les déséquilibres du taux de change réel indépendamment de la classification retenue. Ils corroborent aussi la conclusion du tableau 5 d'un impact des systèmes de change fixes statistiquement différent de celui des systèmes de change intermédiaires.

Le principal enseignement du tableau 8 est que le taux de change réel tend à s'écarter significativement de son équilibre dans les régimes de change fixes du fait de la survenue plus fréquente d'épisodes de surévaluation et moins fréquente d'épisodes de sous-évaluation.

L'évidence relative aux systèmes intermédiaires de change ne permet pas une telle conclusion. Néanmoins, les différences de mésalignement moyen peuvent probablement être attribuées à l'ampleur des surévaluations ou sous-évaluations réelles.

#### **- Pays à revenu élevé**

La structure des résultats de ces pays présentés dans le tableau 9 fournit une interprétation relativement plus simple. Nous savons que le mésalignement est en moyenne supérieur dans les régimes fixes et intermédiaires quelle que soit la classification retenue. Ces déséquilibres élevés proviennent d'une probabilité plus forte de surévaluation réelle et d'une probabilité de sous-évaluation réelle plus faible comparativement aux régimes de change flexibles. Selon la colonne 3 par exemple, la probabilité d'observer une surévaluation réelle est de 1.16% supérieur dans les régimes de change fixes *de facto* et de 0.96% supérieure dans les systèmes intermédiaires par comparaison aux régimes flexibles *de facto*.

Nos tests confirment encore la non neutralité du système de change et indiquent aussi que dans les pays à revenu élevé, l'impact des régimes fixes est quantitativement identique à celui des régimes intermédiaires.

Dans les analyses précédentes, nous sommes quelques fois parvenus à des conclusions différentes avec les régimes de change *de jure* et *de facto*. À quoi sont dues ces différences ? Nous essayons d'y répondre en évaluant les effets des écarts entre les régimes de change qu'annoncent les pays et les régimes qu'ils mettent effectivement en œuvre.

#### **III.2.3.4- Ecarts entre régimes de facto et régimes de jure**

L'objectif de ce point est de comprendre davantage l'impact des systèmes *de jure* et *de*

*facto* sur les déséquilibres du taux de change réel en mettant l'accent sur les écarts entre les régimes *de jure* et *de facto*. En d'autres termes, annoncer un régime de change donné et pratiquer un autre affecte-t-il le mésalignement de la même manière que dans le cas où le régime observé de fait est celui qui a été promis ? Nous avons tenté de répondre à cette question en estimant l'équation 13.

#### **- Pays à revenu faible**

Il ressort du tableau 10 que les pays à revenu faible qui déclarent un système de change fixe – qu'ils l'aient mis en œuvre ou pas – souffrent d'un mésalignement plus grand du taux de change réel. Ceux de ces pays qui poursuivent de fait un régime plus flexible sont les plus affectés. Cependant, au plan statistique, tous ces pays ne se distinguent pas significativement de ceux qui annoncent et délivrent un régime plus flexible. Par contre, les déséquilibres du taux de change réel sont nettement plus faibles (environ 16%) quand un pays met en œuvre un régime fixe qu'il n'a pas annoncé auparavant. Cet avantage présente une forte significativité statistique comme le prouvent les colonnes 1 et 2. Parmi les pays annonçant et pratiquant un système fixe, ceux de la zone CFA enregistrent des déséquilibres de taux de change réel qui bien que relativement plus grands ne sont pas statistiquement significatifs. En revanche, les autres pays se distinguent par un mésalignement relativement plus faible mais dont la significativité statistique s'établit à seulement 11.4%. L'hypothèse d'un impact identique entre ces deux groupes de pays est confortablement rejetée avec une probabilité de 1.5%.

En résumé, le tableau 10 révèle que dans les pays mettant en œuvre un régime de change fixe, ceux qui ne l'ont pas annoncé ont des performances meilleures que ceux qui l'ont promis. Parmi ces derniers, les pays qui ne participent pas au Franc CFA présentent également un mésalignement inférieur à celui des pays dont les régimes *de jure* et *de facto* sont plus flexibles. Quant aux pays de la zone CFA, le respect de leurs promesses d'un taux de change fixe ne leur

procure aucun avantage par rapport aux pays à régimes plus flexibles *de jure* et *de facto*. La réticence à laisser le taux de change nominal fluctuer dans la pratique trouverait peut être une justification dans la volonté de réduire les déséquilibres du taux de change réel. Les tests additionnels que nous avons conduits révèlent en effet que l'impact des différents régimes de change n'est pas identique. Ils révèlent qu'une fois qu'un pays décide de fixer son taux de change nominal et l'annonce, la mise en œuvre effective ou non de cette promesse n'induit pas de différence significative en termes de mésalignement. Dans les pays qui promettent et fixent la parité de leur monnaie, le mésalignement des pays CFA dépasse significativement celui des autres pays. De surcroît, les pays CFA ne gagnent pas par rapport aux pays qui ne tiennent pas leur promesse de fixer leur taux de change nominal. Par ailleurs, le fait d'annoncer leur volonté de fixer la parité de leur monnaie semble les pénaliser car leur taux de change réel est en moyenne plus déséquilibré que dans les pays qui n'ont pas annoncé leur système de change fixe. Nous remarquons aussi que, quand un pays a un régime de change fixe, ne pas l'annoncer est relativement plus bénéfique. Enfin, l'impact des divers régimes fixes *de facto* ne peut pas être considéré comme étant identique tout comme celui des systèmes fixes *de jure*. De même, le système de change influence significativement et d'une façon différenciée les déséquilibres du taux de change réel dans ces pays.

La séparation des épisodes de surévaluation et sous-évaluation est effectuée dans le (tableau 13). Quand un pays annonce un système de change fixe, son taux de change réel s'écarte relativement plus de son équilibre. Selon la colonne 1, la probabilité d'une surévaluation excède de 0.32% dans les pays qui tiennent leurs engagements<sup>200</sup> et de 0.63% dans ceux qui s'en écartent celle des pays qui promettent un régime plus flexible et le délivrent. Toutefois, cette forte tendance à la surévaluation – et moindre tendance à la sous-évaluation – ne conduit pas à un mésalignement moyen différent statistiquement de celui induit par les régimes de change non fixes *de jure* et *de facto* (voir tableau 10). Les estimations ne permettent pas non plus de déceler

200 Cet impact a un seuil critique de 10,3%.

une tendance significative du taux de change réel à la surévaluation (ou sous-évaluation) dans les pays à régime fixe *de facto* mais qui ne l'annoncent pas. Dans la colonne 2, les pays de la zone CFA sont isolés. Leur effet sur les épisodes de surévaluation ou sous-évaluation ne peut pas être distingué de celui des régimes non fixes *de jure* et *de facto*. Cela est cohérent avec les résultats du tableau 10. En revanche, la probabilité d'une surévaluation réelle est relativement moins élevée (0.44% environ) dans les pays non CFA qui poursuivent de fait un régime fixe. Cet impact significatif nous apprend que le mésalignement moins élevé des pays non CFA qui ont un système de change fixe *de jure* et *de facto* provient de surévaluations moins probables et de sous-évaluations plus fréquentes.

En termes d'ampleur des effets, les tests réfutent l'hypothèse de neutralité du système de change de manière robuste. Les pays qui ont un régime de change fixe *de jure* ou ceux qui en possèdent un *de facto* exercent des effets sur le mésalignement qui sont différents collectivement de zéro. Encore, les pays CFA se distinguent significativement des pays non membres à régimes de change *de jure* et *de facto* fixes, ces derniers offrant de meilleures performances. En outre, le fait de déclarer ou non un régime de change fixe qui, dans les faits, est mis en œuvre ne semble pas affecter la taille des effets estimés, que le pays appartienne ou non à la zone CFA. Enfin, les pays non CFA qui tiennent leurs engagements de fixer le taux de change diffèrent de ceux qui ne les tiennent pas.

#### **- Pays à revenu intermédiaire**

Nos résultats (tableau 11) laissent apparaître clairement que les pays qui déclarent un système de change fixe enregistrent un mésalignement significativement plus élevé qu'ils aient mis en œuvre ce régime ou non. Mais, le mésalignement est plus accentué dans les pays qui tiennent leurs engagements (8% au moins). Les pays qui fixent leur taux de change sans



l'annoncer se caractérisent par des déséquilibres du taux de change réel élevés (plus de 8%) et dont l'ampleur est proche du mésalignement des pays qui ont annoncé et délivré un système de change fixe. En réalité, la taille des coefficients estimés est identique indépendamment des écarts entre régimes *de jure* et *de facto* comme le montrent les tests figurant dans les dernières lignes du tableau. De surcroît, la non-neutralité du système de change est encore confirmée. La conclusion essentielle qui émerge du tableau 11 est que, dans les pays à revenu intermédiaire, avoir un régime *de jure* ou *de facto* fixe accroît substantiellement les déséquilibres du taux de change réel. Cette conclusion corrobore nos résultats antérieurs obtenus dans cet échantillon. Elle est confirmée aussi par le tableau 14 qui indique une probabilité de surévaluation réelle relativement plus grande dans tous les régimes fixes qu'ils aient été annoncés ou pas. Globalement, l'ampleur de l'impact des variables de régime de change incluses dans les colonnes 1 et 2 du tableau 14 est identique. Donc, indépendamment des écarts entre promesses et faits, annoncer un régime de change fixe ou en avoir un en pratique se révèle coûteux. En effet, cela rend les épisodes de surévaluations plus probables et ceux de sous-évaluations moins probables de sorte que, le mésalignement moyen est plus élevé.

#### **- Pays à revenu élevé**

Les résultats de ces pays sont similaires à ceux des pays à revenu intermédiaire. Effectivement, le tableau 12 fait ressortir que, avoir un système de change fixe, déclaré ou non, accroît significativement les déséquilibres du taux de change réel. Seulement, les effets estimés sont d'ampleur sensiblement moindre dans les pays à revenu élevé. Le mésalignement plus élevé en présence de fixité du taux de change est également la conséquence de surévaluation (sous-évaluation) dont la probabilité est plus élevée (moins élevée) dans ces régimes (voir tableau 15).

### **III.2.4- Un aperçu d'ensemble**

Lorsque nous considérons nos résultats dans leur ensemble, certaines tendances générales peuvent être dégagées.

En premier lieu, les régimes de change fixes accentuent les déséquilibres du taux de change réel, indépendamment du niveau de développement des pays ou de la classification des régimes de change. L'impact le plus défavorable est observé dans les pays à revenu intermédiaire et dans les pays de la zone CFA. Le désavantage de la fixité dans les pays à revenu intermédiaire peut s'expliquer par les arguments habituels en défaveur des systèmes de change fixes. En outre, l'intégration financière et commerciale relativement plus grande de ces pays par rapport aux pays moins riches tendrait à amplifier les coûts de la fixité du taux de change nominal notamment lors des attaques spéculatives ou des périodes de détresse financière. Par ailleurs, notre étude montre aussi que la tendance plus forte au mésalignement dans les systèmes de change fixes est la conséquence d'épisodes de surévaluation plus probables et de sous-évaluation relativement moins probables dans ces systèmes. Nos résultats confirment donc l'association des régimes de change fixes à des épisodes plus fréquents de surévaluation mise en évidence par Goldfajn et Valdes (1999). Cette interprétation apparaît toutefois moins robuste dans les pays à revenu faible avec la classification *de facto*.

Ensuite, selon notre analyse, l'adoption d'un système de change intermédiaire accroît les déséquilibres du taux de change réel. Cet effet s'avère plus robuste dans les pays à revenu élevé et à revenu faible que dans ceux à revenu intermédiaire dans lesquels ces régimes induisent un mésalignement au moins aussi faible que celui induit par les régimes flexibles. Peut-on imputer ce résultat à des probabilités des épisodes de surévaluation et de sous-évaluation réelles qui seraient différentes dans ces régimes intermédiaires ? Nos résultats ne permettent pas une telle interprétation, sauf dans les pays à revenu élevé. Dans les autres pays, des surévaluations ou des

sous-évaluations réelles dont les amplitudes moyennes sont différentes pourraient expliquer les différences de mésalignement moyen observées dans les régimes intermédiaires.

Enfin, nous avons étendu notre analyse aux écarts entre déclarations et pratiques de change. Notre investigation a révélé que les pays à revenu faible qui ont de fait un taux de change fixe gagneraient à ne pas l'annoncer. Cette attitude leur conférerait une marge de manœuvre plus grande si l'économie est affectée par des perturbations adverses. Dans ce cas, le taux de change nominal peut varier sans que cela ne signale un reniement de leurs engagements initiaux. Cela pourrait expliquer l'observation par Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) d'une tendance croissante des pays avec régime de change fixe *de facto* à ne pas s'engager à fixer le taux de change. En revanche, dans les pays à revenu intermédiaire et élevé, la fixité du taux de change nominal, qu'elle ait été annoncée ou pas, accroît le mésalignement. En outre, renier la promesse de fixer le taux de change se révèle aussi coûteux dans ces pays. Dans toutes les situations où un régime de change fixe est annoncé ou mis en pratique, la probabilité d'une surévaluation (sous-évaluation) réelle est plus grande (plus faible) par rapport aux pays ayant annoncé et délivré des régimes plus flexibles. Dans les pays à revenu intermédiaire et élevé, la peur du flottement (Calvo et Reinhart, 2002) ne trouverait ainsi pas une justification dans les déséquilibres du taux de change réel selon nos résultats. Notre analyse a montré globalement que le système de change joue un rôle important dans l'ajustement économique mesuré par les déséquilibres du taux de change réel. La non-neutralité du système de change prévaut dans tous les pays, quel que soit leur niveau de développement.

## **Conclusion**

Nous avons étudié les liens entre le système de change et les déséquilibres du taux de change réel dans les groupes de pays à revenu faible, à revenu intermédiaire et à revenu élevé. À

cette fin, nous avons estimé les relations entre le taux de change réel et ses déterminants réels et monétaires à l'aide des techniques de cointégration en panel. Puis, nous avons déduit le mésalignement comme l'écart du taux de change réel à sa valeur d'équilibre, cette dernière ne dépendant que des valeurs d'équilibre des fondamentaux. Dans une seconde étape, nous avons conduit une analyse économétrique des effets qu'exercent les régimes de change *de jure* et les régimes *de facto* sur les déséquilibres du taux de change réel ainsi calculés. Les résultats indiquent que l'ajustement économique diffère selon le système de change dans tous les pays étudiés. Ils mettent aussi en lumière que le mésalignement est plus élevé dans les régimes de change fixes que dans les systèmes de change flexibles. Globalement, l'adoption de systèmes de change intermédiaires ne conduit pas à une réduction des distorsions puisque le taux de change réel présente des déséquilibres relativement plus élevés dans ces systèmes. Toutefois, ce dernier point ne s'applique pas aux pays à revenu intermédiaire car les régimes intermédiaires y sont associés à un mésalignement plus faible que les régimes de change fixes et flottants. Bordo (2004) trouve que les régimes extrêmes (fixité ou flottement) ne sont pas adaptés aux économies émergentes<sup>201</sup> car les *hard pegs* réduisent, voire éliminent le risque de crise de change mais les crises bancaires restent possibles et sont accentuées par l'absence de prêteur en dernier ressort. Le péché originel conduit à des déséquilibres de terme et de change qui rendent les dévaluations très coûteuses (effets de bilan, faillites et défaut sur la dette). Le flottement est pratiquement sans effet réel sur l'économie réelle si l'indexation des salaires est répandue ou si le pays a une histoire de politiques monétaires laxistes. Du fait de tous ces facteurs, les régimes intermédiaires restent des options viables dans les économies émergentes qui sont relativement ouvertes à la finance mondiale mais dont les systèmes financiers domestiques sont encore peu développés par rapport à ceux des pays développés (Bordo, 2004).

En conclusion, les systèmes fixes et intermédiaires<sup>202</sup> contraignent la capacité

---

201 Les économies émergentes sont en grande partie classées dans les pays à revenu intermédiaire.

202 La conclusion sur les régimes de change intermédiaires ne s'applique pas aux pays à revenu intermédiaire.

d'ajustement de l'économie et par conséquent accroissent les déséquilibres du taux de change réel. Puisque le taux de change réel guide l'allocation des ressources productives entre secteurs de production d'un pays et entre pays, les coûts économiques de ses déséquilibres peuvent s'avérer élevés. Pour minimiser ces déséquilibres et les coûts qu'ils induisent, les pays qui adoptent un régime fixe ou intermédiaire devraient renforcer la flexibilité de leur économie. Par exemple, favoriser le développement de marchés financiers adéquatement régulés pourrait contribuer à cet objectif. De même, mener des politiques économiques saines pourrait offrir une marge de manœuvre plus grande aux autorités en période de tensions. Le renforcement des institutions peut contribuer à accroître la capacité d'ajustement des économies tout en améliorant le processus de décision. Dans certaines unions monétaires (zones du Franc CFA et Union Monétaire Européenne), des mécanismes de solidarité (sous forme de transferts) existent et aident les pays membres à s'ajuster aux difficultés économiques auxquelles ils sont confrontés. De manière générale, la coopération monétaire est une forme historique de mécanisme visant à faciliter l'ajustement économique au niveau régional ou international. Favoriser l'émergence de marchés du travail et de biens et services plus flexibles représente une option souvent avancée comme moyen de renforcement de la capacité d'ajustement des économies (Rama, 1998; Catão et Solomou, 2005; Frenkel et Goldstein, 1989; Agénor, 1996; Englander et Egebo, 1993). Les options que nous venons d'évoquer peuvent être combinées à des degrés variables selon la structure économique et les caractéristiques de chaque pays. Mais, comme le rappellent Obstfeld et Rogoff (2005), aucune option ne peut se substituer à l'ajustement du taux de change réel même si celui-ci peut être facilité et ses coûts économiques atténués. Ainsi, quel que soit le régime de change en vigueur, la flexibilité de l'économie doit être un objectif de moyen et long termes dans le but de faciliter l'ajustement aux changements des conditions domestiques et extérieures.

## Annexe 1 : Méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires modifiés (FMOLS)

Soit le système dynamique de panel suivant :

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{1i} + \beta x_{it} + \mu_{it} \\ x_{it} &= \alpha_{2i} + x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

avec un vecteur d'erreurs stationnaires  $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})'$  qui admet  $\Omega_i$  comme matrice de variance-covariance asymptotique.

Si  $y_{it}$  est intégrée d'ordre 1, alors, pour chaque individu  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) du panel, les variables  $y_i$  et  $x_i$  sont cointégrées, avec  $\beta$  comme vecteur cointégrant.

Dans le cas où  $x_i$  est un vecteur de variables (non cointégrées) de dimension  $m$ , le vecteur  $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon'_{it})$  est décomposé en un scalaire  $\mu_{it}$  et un vecteur (de dimension  $m$ ) des processus marginaux  $\varepsilon_{it} = x_{it} - x_{it-1} = \Delta x_{it}$  de sorte qu'en construisant la matrice

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{11i} & \Omega'_{21i} \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{bmatrix}, \quad \text{le scalaire } \Omega_{11i} \text{ est la variance conditionnelle de long terme des erreurs } \mu_{it}, \text{ la matrice}$$

$\Omega_{22i}$  de dimension  $(m \times m)$  désigne les covariances de long terme entre les éléments de  $\varepsilon_{it}$  et, le vecteur  $\Omega_{21i}$  de dimension  $(m \times 1)$  est la covariance de long terme entre  $\mu_{it}$  et chaque élément de  $\varepsilon_{it}$ .

L'effet hétérogène de *feedback* endogène entre  $y_{it}$  et  $x_{it}$  est capté par  $\Omega_{21i}$ .

Sous les hypothèses du principe d'invariance (hypothèse 1.1) et d'indépendance des coupes transversales (hypothèse 1.2) exposées dans son article, Pedroni dérive les propriétés asymptotiques de l'estimateur *pooled panel FMOLS* :

### Proposition 1.2 : Propriétés asymptotiques de l'estimateur *pooled panel FMOLS*

Soit un estimateur FMOLS de panel du système (1) donné par :

$$\hat{\beta}_{NT}^* - \beta = \left( \sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-1} \hat{L}_{22i}^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \mu_{it}^* - T \hat{y}_i \right)$$

$$\text{avec, } \mu_{it}^* = \mu_{it} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta x_{it}, \quad \hat{y}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o)$$

$\hat{L}_i$  est une décomposition triangulaire inférieure de  $\hat{\Omega}_i$  telle que :

$$L_{11i} = \left( \Omega_{11i} - \Omega_{21i}^2 / \Omega_{22i} \right)^{1/2}, \quad L_{12i} = 0, \quad L_{21i} = \Omega_{21i} / \Omega_{22i}^{1/2} \quad \text{et} \quad L_{22i} = \Omega_{22i}^{1/2},$$

alors, l'estimateur  $\hat{\beta}_{NT}^*$  converge vers la vraie valeur de  $\beta$  au taux  $T\sqrt{N}$  et a pour distribution :

$$T\sqrt{N}(\hat{\beta}_{NT}^* - \beta) \rightarrow N(0, v) \quad \text{avec} \quad v = \begin{cases} 2 ssi \bar{x}_i = \bar{y}_i = 0 \\ 6 \quad \text{sinon} \end{cases}$$

quand  $T \rightarrow \infty$  et  $N \rightarrow \infty$ .

$\hat{\beta}_{NT}^*$  est un estimateur asymptotiquement sans biais, en présence d'effets fixes individuels ( $v = 6$ ) ou non ( $v = 2$ ) pour le cas univarié. Il est également indépendant des paramètres de nuisance.

Dans le cas multivarié,  $\hat{L}_{11i}$  élimine la contribution de  $\mu_{it}$  et  $\hat{L}_{22i}$  purge celle de  $\Delta x_{it}$  à la statistique ajustée de

la corrélation sérielle et du *feedback* endogène,  $\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \mu_{it}^* - T \hat{y}_i$ .

Toutefois, la valeur de  $v$  dépendra maintenant de la dimension du vecteur  $x_i$  et de la présence d'hétérogénéité dans le modèle.

Pedroni propose une statistique  $t$  de type *within* appelée *pooled panel FMOLS t-statistic* et une statistique de test de type *between* appelée *panel FMOLS group mean t-statistic* dont les distributions sont indépendantes de la dimension du vecteur de variables  $x_i$  et de la présence ou non d'effets fixes individuels.

La première statistique est exposée à travers le corollaire suivant :

**Corollaire 1.2 : Distribution asymptotique de la statistique  $t$  de l'estimateur *pooled panel FMOLS***

Soit la statistique de test  $t$  de l'estimateur *pooled panel FMOLS* de  $\beta$  défini dans la proposition 1.2; sous les mêmes hypothèses que dans la proposition 1.2, la statistique  $t$  est distribution suivant une loi normale standard :

$$t_{\hat{\beta}_{NT}^*} = \left( \hat{\beta}_{NT}^* - \beta \right) \left( \sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1/2} \rightarrow N(0,1)$$

quand  $T \rightarrow \infty$  et  $N \rightarrow \infty$  pour le modèle avec et sans effets fixes individuels.

La statistique  $t$  de l'estimateur *pooled FMOLS* formulée dans le corollaire 1.2 permet de tester l'hypothèse nulle d'un vecteur cointégrant homogène d'une valeur donnée ( $\beta_i = \beta_0$ ) contre l'hypothèse alternative d'un vecteur cointégrant homogène prenant une autre valeur ( $\beta_i = \beta_a \neq \beta_0$ ). Ce test peut être restrictif car il impose l'hypothèse d'homogénéité du vecteur cointégrant sous l'hypothèse nulle et alternative.

Pedroni propose une seconde statistique  $t$  de l'estimateur *panel FMOLS* (appelée *panel FMOLS group mean t-statistics*) qui sous l'hypothèse alternative n'impose pas un vecteur cointégrant homogène ( $\beta_i \neq \beta_0$ ). Cette statistique

est formulée comme suit :

**Proposition 1.3 : Distribution asymptotique de la statistique *panel FMOLS group mean t-statistic***

Soit la statistique *group mean FMOLS t-statistic* de  $\beta$  du système (1); sous les hypothèses 1.1 et 1.2 mentionnées précédemment, cette statistique suit une loi normale et

$$\bar{t}_{\hat{\beta}_{NT}}^* = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1/2} \left( \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right) \rightarrow N(0,1),$$

avec  $y_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta x_{it}$ ,  $\hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o)$ .

Dans son article, Pedroni étudie les propriétés des statistiques précédentes en petits échantillons. Sa conclusion principale est que les statistiques du type *group mean statistics* présentent des distorsions de taille relativement faibles même dans des échantillons de tailles relativement petites et en présence d'une hétérogénéité substantielle dans la correction d'erreurs. Les performances de petits échantillons de la statistique *group mean test statistics* sont particulièrement meilleures lorsque la dimension temporelle (T) du panel n'est pas inférieure à sa dimension individuelle (N).



## **Annexe 2 : liste des pays**

**Pays à revenu faible** : Burundi, Bénin, Burkina Faso, Bangladesh, Côte d'Ivoire, Cameroun, République de Congo, Comores, Ghana, Gambie, Guinée-Bissau, Haïti, Indonésie, Inde, Kenya, Lesotho, Madagascar, Mali, Mozambique, Mauritanie, Malawi, Niger, Nigeria, Nicaragua, Pakistan, Papouasie Nouvelle Guinée, Rwanda, Sénégal, Sierra Léone, Tchad, Togo, Tanzanie, Ouganda, Zambie, Zimbabwe, Soudan, République Centrafricaine, Guinée.

**Pays à revenu intermédiaire** : Argentine, Antigua et Barbuda, Bolivie, Brésil, Botswana, Chili, Colombie, Cap Vert, Costa Rica, Dominica, République Dominicaine, Algérie, Equateur, Egypte, Fidji, Gabon, Guatemala, Guyana, Honduras, Iran, Jordanie, St. Kitts et Nevis, Sri Lanka, Maroc, Mexique, Maurice, Malaisie, Panama, Pérou, Philippines, Paraguay, El Salvador, Suriname, Swaziland, Seychelles, Syrie, Thaïlande, Trinidad et Tobago, Tunisie, Turquie, Uruguay, St. Vincent et Grenadines, Vénézuéla, Vanuatu, Afrique du Sud.

**Pays à revenu élevé** : Australie, Autriche, Belgique, Canada, Suisse, Chypre, Allemagne, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grande Bretagne, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Corée du Sud, Koweït, Pays-Bas, Norvège, Nouvelle-Zélande, Portugal, Suède, Etats-Unis.

### **\* Liste de pays de la zone Franc CFA**

La parité nominal du Franc CFA est fixée à 1 euro pour 655,955 franc CFA. La zone franc CFA est composée de deux groupes de pays :

- **Afrique de l'ouest** (8 pays) : Bénin; Burkina Faso; Côte d'Ivoire; Guinée Bissau; Mali; Niger; Sénégal et Togo.

La Guinée-Bissau a adhéré à la zone le 2 mai 1997. Le Mali a quitté la zone en juillet 1962 et l'a réintégré le 1er Juin 1984.

- **Afrique centrale** (6 pays): Cameroun; République Centrafricaine; Tchad; République du Congo; Gabon et Guinée Equatoriale.

La Guinée Equatoriale a adhéré à la zone le 27 août 1984.

*Nota* : Madagascar et la Mauritanie ont quitté la zone en 1973.

### Annexe 3 : Définition et mesure des variables, sources de données

Variable	Mesure	source
Taux de change réelle (RER)	Voir texte	CERDI
Devaluation (Deval)	Voir texte	<i>Idem</i>
Termes de l'échange (TE)	(Log) exportations en tant que capacité à importer, monnaie locale constante.	WDI, 2003 et 2005
Flux financiers extérieurs (FFlux)	(Log) flux bruts de capitaux privés en % du PIB dans les pays à revenu élevé et intermédiaire. Dans les pays à revenu faible, somme des revenus extérieurs nets (en dollars courants) et de l'aide au développement (en dollars courants), rapportée au PIB en dollars courants (en %).	<i>Idem</i>
Effet Balassa Samuelson (Prod)	Taux de croissance (%) du PIB (en dollars constants) par personne active. Le nombre de personnes économiquement actives est fournie par la série <i>labor force, total</i> .	<i>Idem</i>
Ouverture commerciale (Ouv)	(Log) ratio au PIB de la somme des exportations et des importations, en %	<i>Idem</i>
Consommation gouvernementale (CG)	(Log) Dépenses de consommation du gouvernement rapportées au PIB, en %	<i>Idem</i>
Politique monétaire	<i>Monet</i> : excès de croissance de la masse monétaire (M1) en monnaie locale courante par rapport à la croissance du PIB en monnaie locale courante l'année précédente, en %.	<i>Idem</i>
	<i>gcCredit</i> : croissance du crédit domestique accordé par le secteur bancaire rapporté au PIB, en %	<i>Idem</i>
Inflation	Ecart par rapport à la moyenne annuelle de l'échantillon du taux d'inflation défini comme dans le chapitre 2.	<i>Idem</i>

#### Annexe 4 : Résultats des tests de racines unitaires

**Tableau 1** : Résultats du test de racine unitaire de Hadri

Variables	Pays à revenu faible (N = 38)		Pays à revenu intermédiaire (N = 45)		Pays à revenu élevé (N = 24)	
	P-value de Z-stat	P-value de Het Z-stat	P-value de Z-stat	P-value de Het Z-stat	P-value de Z-stat	P-value de Het Z-stat
RER	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
	0.9965	0.8249	0.9988	0.9077	0.7447	0.5679
TOT	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.5875	0.2010	0.5641	0.4839	0.0000	0.0000
					1.0000	1.0000
Ouv	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.9975	0.9804	0.9875	0.9888	0.9498	0.9761
Prod	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9997	1.0000
CG	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.9967	0.9903	0.9985	0.9717	0.7724	0.0000
				1.0000	1.0000	
FFlux	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	0.9954	0.9952	1.0000	1.0000	0.9966	0.9972
Monet	0.9701	0.0000	0.7283	0.0012	0.1559	0.0059
	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
gCredit	0.9705	0.0000	0.3992	0.0141	0.0000	0.0002
	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Deval	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

**Notes** : Z-stat et Het Z-stat sont les statistiques du test de Hadri, la seconde étant robuste à l'hétéroscédasticité. Des effets individuels sont inclus. La première ligne de valeurs correspond au test sur les variables en niveau, la seconde ligne correspond aux différences premières et la troisième ligne les différences secondes. L'hypothèse nulle est la stationnarité.

**Tableau 2** : Résultats du test de racine unitaire de Maddala-Wu

Variables	Pays à revenu faible (N = 38)			Pays à revenu intermédiaire (N = 45)			Pays à revenu élevé (N = 24)		
	P-value de Fisher Chi-2			P-value de Fisher Chi-2			P-value de Fisher Chi-2		
RER	0.9770 0.0000	0.0580	0.0001 0.0000	0.3803 0.0000	0.0735	0.0635 0.0000	0.0001	0.0001	0.9286
TOT	0.0052 0.0000	0.0000	1.0000 0.0000	0.8094 0.0000	0.0027	1.0000 0.0000	1.0000 0.0000	0.2736	1.0000 0.0000
Ouv	0.0000 0.0000	0.0000	1.0000 0.0000	0.0374 0.0000	0.0000	1.0000 0.0000	0.0257 0.0000	0.0021	1.0000 0.0000
Prod	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CG	0.0001 0.0000	0.0000	0.9707 0.0000	0.0021 0.0000	0.0098	0.9998 0.0000	0.0151 0.0000	0.0573	1.0000 0.0000
FFlux	0.0000	0.0000	0.0012	0.0000 0.0000	0.0000	0.9523 0.0000	0.4079 0.0000	0.0000	1.0000 0.0000
Monet	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
gCredit	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Deval	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

**Notes** : L'hypothèse nulle est la non-stationnarité. Dans la première sous-colonne, des effets individuels sont inclus; dans la seconde, des effets individuels et des trends linéaires individuels sont inclus; la troisième sous-colonne n'inclut ni effets individuels ni trend linéaire individuel.

## Annexe 5 : Résultats d'estimation des effets du régime de change sur le mésalignement

Tableau 4 : Régressions du mésalignement, pays à revenu faible

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	4.9438177** (1.98)			
Interm <i>de jure</i>	16.0332966* (1.82)	15.9872794* (1.82)		
inflation	41.0517777** (2.50)	42.4418354** (2.53)	49.7270515*** (2.67)	53.4486687*** (2.75)
devTE	32.2469140** (2.39)	32.2915498** (2.39)	41.5661694** (2.52)	40.9486702** (2.51)
devOuv	-91.3081364*** (-3.57)	-91.4114583*** (-3.57)	-105.0849072*** (-3.50)	-104.9334593*** (-3.52)
devCG	1.7222662 (0.15)	1.6089875 (0.14)	6.9824917 (0.53)	6.0492337 (0.46)
decen80	4.9552346* (1.77)	4.8728477* (1.76)	0.6553381 (0.21)	-0.6300183 (-0.21)
decen90	9.2575030*** (3.48)	8.9368172*** (3.43)	3.0044681 (1.00)	1.2881915 (0.44)
CFA		6.0147938** (2.27)		5.9426302* (1.88)
NonCFA <i>de jure</i>		4.1421633 (1.55)		
Fixe <i>de facto</i>			3.7747408 (1.35)	
Interm <i>de facto</i>			7.7888276*** (2.71)	8.0020065** (2.53)
NonCFA <i>de facto</i>				-1.7895216 (-0.42)
Constant	-7.4484917** (-2.35)	-7.2692329** (-2.32)	-2.7293933 (-0.82)	-1.5507479 (-0.43)
Observations	842	842	704	704
Number of code	35	35	29	29
Overall R2	0.1512	0.1519	0.1515	0.1573
Within R2	0.1599	0.1597	0.1521	0.1544
Between R2	0.1297	0.1388	0.1748	0.2312
Wald chi2	39.37	39.35	28.04	29.37
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	6.92 [0.0315]	8.27 [0.0408]	8.01 [0.0182]	10.15 [0.0173]
Fixe = Interm	1.51 [0.2199]		3.48 [0.0621]	
CFA = NonCFA		1.00 [0.3178]		4.29 [0.0383]
All regimes equal		2.49 [0.2874]		6.52 [0.0384]

Notes : Robust z statistics in parentheses; p-values in square brackets. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

**Tableau 5** : Régressions du mésalignement, pays à revenu intermédiaire

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	5.6644185** (2.54)	6.3588855*** (2.84)		
Interm <i>de jure</i>	-5.1217826** (-1.97)	-4.9141283* (-1.90)		
inflation	-5.8212620 (-0.70)	-4.7377223 (-0.57)	-4.4560706 (-0.54)	-3.5034157 (-0.42)
devTE	-1.0934985 (-0.11)	1.3949605 (0.13)	-7.1011276 (-0.63)	-5.3954586 (-0.46)
devOuv	-54.3915116*** (-2.97)	-54.8897802*** (-2.97)	-49.4122299** (-2.51)	-49.3134649** (-2.47)
devCG	9.2778457 (0.85)	12.4601291 (1.15)	11.6860966 (0.97)	15.3481331 (1.27)
decen80	-10.8208488*** (-4.47)	-10.7514838*** (-4.39)	-11.6976684*** (-4.72)	-11.7325188*** (-4.67)
decen90	-7.8677410*** (-2.85)	-6.7462940** (-2.42)	-10.2264569*** (-4.02)	-9.3180027*** (-3.64)
Fixe <i>de facto</i>			6.6066765** (2.23)	7.2542688** (2.46)
Interm <i>de facto</i>			2.4111101 (0.86)	2.4566226 (0.88)
Constant	7.3601957** (2.51)	6.5355598** (2.21)	8.0369715** (2.50)	7.5660601** (2.34)
Observations	917	895	849	827
Number of code	45	44	40	39
Overall R2	0.0888	0.0917	0.0770	0.0782
Within R2	0.1167	0.1182	0.0992	0.0990
Between R2	0.0083	0.0010	0.0625	0.0381
Wald chi2	74.01	74.38	61.37	63.63
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	12.83 [0.0016]	14.35 [0.0008]	9.22 [0.0100]	11.95 [0.0025]
Fixe = Interm	12.35 [0.0004]	13.48 [0.0002]	7.45 [0.0064]	9.89 [0.0017]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 6** : Régressions du mésalignement, pays à revenu élevé

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	3.0680277*** (3.74)	3.2517006*** (3.92)		
Interm <i>de jure</i>	2.5863673*** (3.67)	2.4185665*** (3.35)		
inflation	-37.1989311*** (-2.74)		-44.0949261*** (-3.28)	
devTE	21.5135123* (1.86)	23.8450524* (1.95)	22.8554277** (1.99)	25.3575584** (2.06)
devOuv	-66.2482637*** (-6.87)	-64.8372586*** (-6.68)	-66.7205000*** (-6.98)	-64.8971284*** (-6.67)
devCG	1.4109109 (0.066)	2.5869663 (0.12)	0.2023663 (0.0096)	2.0590944 (0.096)
decen80	1.5902502 (1.51)	1.8591606* (1.72)	1.6866589* (1.68)	1.8346281* (1.76)
decen90	0.9267213 (0.88)	1.2484761 (1.15)	0.9714203 (0.95)	1.0263920 (0.98)
Fixe <i>de facto</i>			3.9533367*** (4.61)	3.9652816*** (4.64)
Interm <i>de facto</i>			3.8896883*** (5.24)	3.4267561*** (4.58)
Constant	-2.5426071** (-2.57)	-2.7114543*** (-2.66)	-3.7570122*** (-3.91)	-3.5189897*** (-3.56)
Observations	553	553	553	553
Number of code	23	23	23	23
Overall R2	0.1600	0.1410	0.1766	0.1503
Within R2	0.1831	0.1526	0.2046	0.1722
Between R2	0.1045	0.1045	0.0958	0.0464
Wald chi2	84.79	79.97	115.27	95.24
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	18.35 [0.0001]	18.29 [0.0001]	33.50 [0.0000]	28.50 [0]
Fixe = Interm	0.39 [0.5313]	1.07 [0.3010]	0.01 [0.9391]	0.44 [0.5092]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 7** : Régressions de la surévaluation du taux de change réel, pays à revenu faible

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	0.4475555** (2.56)			
Interm <i>de jure</i>	0.3532390 (0.76)	0.3541856 (0.76)		
inflation	0.6027580 (1.13)	0.5749106 (1.04)	0.6141295 (0.94)	0.6875152 (0.99)
devTE	0.9983123* (1.80)	0.9975702* (1.80)	1.4411158** (2.25)	1.3969266** (2.19)
devOuv	-2.7927742*** (-3.50)	-2.7904106*** (-3.50)	-3.2929037*** (-3.63)	-3.2890414*** (-3.63)
devCG	-0.1995443 (-0.27)	-0.1975816 (-0.27)	0.1109701 (0.14)	0.0130100 (0.016)
decen80	-0.0442133 (-0.23)	-0.0426687 (-0.22)	-0.3760611* (-1.79)	-0.5153627** (-2.40)
decen90	0.3188607 (1.57)	0.3252786 (1.59)	-0.2577587 (-1.24)	-0.4425499** (-2.03)
CFA		0.4264710** (2.10)		0.1366756 (0.60)
NonCFA <i>de facto</i>		0.4635192** (2.43)		
Fixe <i>de facto</i>			0.1381077 (0.71)	
Interm <i>de facto</i>			0.2602405 (1.16)	0.1562158 (0.66)
NonCFA <i>de facto</i>				-0.5031521* (-1.91)
Constant	-0.4011803* (-1.77)	-0.4048074* (-1.78)	0.1238635 (0.56)	0.3764531 (1.63)
Observations	842	842	704	704
Pseudo R2	0.0213	0.0213	0.0219	0.0288
Wald chi2	23.90	23.94	19.28	25.30
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	6.57 [0.0375]	6.62 [0.0850]	1.35 [0.5096]	7.39 [0.0605]
Fixe = Interm	0.04 [0.8369]		0.37 [0.5417]	
CFA = NonCFA		0.04 [0.8351]		6.46 [0.0110]
All regimes equal		0.09 [0.9580]		7.37 [0.0251]

**Notes** : voir tableau 4



**Tableau 8** : Régressions de la surévaluation du taux de change réel, pays à revenu intermédiaire

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	0.6338114*** (3.84)	0.6771936*** (4.05)		
Interm <i>de jure</i>	-0.2176004 (-0.80)	-0.2043224 (-0.75)		
inflation	-0.6477293 (-1.35)	-0.5804693 (-1.21)	0.0396979 (0.073)	0.0901792 (0.17)
devTE	0.1067499 (0.12)	0.4186279 (0.43)	-0.4564955 (-0.48)	-0.2208244 (-0.22)
devOuv	-4.1189549*** (-3.57)	-4.3327543*** (-3.67)	-3.3800938*** (-2.85)	-3.5256086*** (-2.91)
devCG	-0.4723611 (-0.48)	-0.1926011 (-0.19)	-0.0060462 (-0.0060)	0.3107727 (0.30)
decen80	-0.9292943*** (-3.86)	-0.9247629*** (-3.82)	-1.0449145*** (-4.29)	-1.0494903*** (-4.27)
decen90	-1.0018748*** (-4.07)	-0.9236799*** (-3.73)	-1.4070458*** (-5.79)	-1.3491154*** (-5.52)
Fixe <i>de facto</i>			0.8965568*** (3.69)	0.9241009*** (3.76)
Interm <i>de facto</i>			0.3932381* (1.81)	0.3885883* (1.79)
Constant	0.6957124*** (2.71)	0.6386652** (2.48)	0.7192061*** (2.65)	0.6952454** (2.56)
Observations	917	895	849	827
Pseudo R2	0.0620	0.0625	0.0645	0.0634
Wald chi2	71.97	71.04	63.91	60.95
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	18.89 [0.0001]	20.61 [0]	15.25 [0.0005]	15.76 [0.0004]
Fixe = Interm	9.74 [0.0018]	10.44 [0.0012]	8.58 [0.0034]	9.19 [0.0024]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 9** : Régressions de la surévaluation du taux de change réel, pays à revenu élevé

COEFFICIENT	(1)	(2)	(3)	(4)
Fixe <i>de jure</i>	1.0359199*** (4.36)	1.0634096*** (4.48)		
Interm <i>de jure</i>	0.7889300*** (3.47)	0.7391979*** (3.30)		
inflation	-8.5074137** (-2.54)		-10.1633155*** (-3.12)	
devTE	3.5355658 (1.30)	3.9203461 (1.39)	3.7366371 (1.33)	4.2959091 (1.48)
devOuv	-17.8202659*** (-5.89)	-17.0320039*** (-5.74)	-17.8146846*** (-5.88)	-16.9381408*** (-5.65)
devCG	-0.9985903 (-0.23)	-0.6319027 (-0.14)	-1.2112541 (-0.28)	-0.6956886 (-0.16)
decen80	0.7215201** (2.53)	0.7630132*** (2.70)	0.7040101*** (2.67)	0.7084542*** (2.69)
decen90	0.3638488 (1.25)	0.4290832 (1.48)	0.2549277 (1.00)	0.2588974 (1.01)
Fixe <i>de facto</i>			1.1600914*** (4.37)	1.1416730*** (4.39)
Interm <i>de facto</i>			0.9546910*** (4.46)	0.8410589*** (4.02)
Constant	-0.8948232*** (-3.28)	-0.9124041*** (-3.39)	-1.0416533*** (-4.08)	-0.9626161*** (-3.75)
Observations	553	553	553	553
Pseudo R2	0.1120	0.1024	0.1123	0.0989
Wald chi2	56.22	55.25	63.29	54.58
Prob > chi2	0	0	0	0
All regimes = 0	23.83 [0]	24.28 [0]	26.77 [0]	24.53 [0]
Fixe = Interm	0.83 [0.3631]	1.41 [0.2350]	0.66 [0.4183]	1.45 [0.2288]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 10** : Mésalignement et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu faible

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	1.5715456 (0.55)	
FixeNonfixe	3.5076338 (1.04)	1.4994492 (0.53)
NonFixeFixe	-15.5298514*** (-3.89)	-15.9753429*** (-3.95)
inflation	45.4865429** (2.50)	48.2771415*** (2.60)
devTE	41.7872405** (2.55)	40.9459930** (2.52)
devOuv	-107.1454298*** (-3.60)	-106.6492463*** (-3.60)
devCG	4.6990688 (0.35)	3.0956124 (0.24)
decen80	2.9702462 (0.96)	1.3182957 (0.45)
decen90	6.3959765** (2.16)	3.6621705 (1.25)
CFA		2.5018971 (1.01)
NonCFANonCFA		-6.4575989 (-1.58)
Constant	-3.2479951 (-0.94)	-0.2163428 (-0.067)
Observations	700	700
Number of code	29	29
Overall R2	0.1611	0.1692
Within R2	0.1684	0.1710
Between R2	0.1118	0.1790
Wald chi2	30.50	34.80
Prob > chi2	0	0
All regimes = 0	19.05 [0.0003]	23.30 [0.0001]
FixeFixe = FixeNonFixe	0.60 [0.4369]	
FixeFixe = NonFixeFixe	15.57 [0.0001]	
CFA = NonCFANonCFA		5.96 [0.0146]
CFA = FixeNonFixe		0.15 [0.6961]
NonCFA NonCFA = FixeNonFixe		3.78 [0.0519]
All <i>de jure</i> Fixes equal		5.97 [0.0507]
CFA = NonFixeFixe		17.74 [0]
NonCFANonCFA=NonFixeFixe		3.10 [0.0783]
All <i>de facto</i> Fixes equal		21.74 [0]
All regimes equal	17.78 [0.0001]	22.62 [0]

Notes : voir tableau 4

**Tableau 11** : Mésalignement et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu intermédiaire

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	8.1793976*** (3.78)	9.2131231*** (4.30)
FixeNonfixe	6.2762963** (2.05)	6.7767632** (2.21)
NonFixeFixe	8.4304943** (1.98)	8.3241919** (1.96)
inflation	-3.8486255 (-0.47)	-2.5984931 (-0.32)
devTE	-3.1961866 (-0.28)	-0.7900692 (-0.067)
devOuv	-52.1233515*** (-2.67)	-52.4798518*** (-2.65)
devCG	10.7425719 (0.90)	14.3378220 (1.21)
decen80	-11.6155511*** (-4.63)	-11.5470986*** (-4.55)
decen90	-8.8776682*** (-2.98)	-7.6850243** (-2.56)
Constant	6.4676357** (2.11)	5.6455180* (1.83)
Observations	841	819
Number of code	40	39
Overall R2	0.0909	0.0943
Within R2	0.1241	0.1271
Between R2	0.0624	0.0354
Wald chi2	81.97	87.15
Prob > chi2	0	0
All regimes = 0	16.27 [0.0010]	20.75 [0.0001]
FixeFixe = FixeNonfixe	0.74 [0.3882]	1.24 [0.2662]
FixeFixe = NonFixeFixe	0.00 [0.9537]	0.04 [0.8357]
All regimes equal	0.75 [0.6866]	1.27 [0.5299]

Notes : voir tableau 4

**Tableau 12** : Mésalignement et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu élevé

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	2.3667450* (1.88)	2.5136419** (1.99)
FixeNonfixe	2.6058299*** (2.89)	2.9146170*** (3.16)
NonFixeFixe	2.1799567*** (3.21)	2.5474548*** (3.93)
inflation	-32.5961150** (-2.43)	
devTE	22.2931600* (1.91)	24.3136948** (1.99)
devOuv	-66.8776576*** (-6.87)	-65.6553321*** (-6.73)
devCG	2.4252930 (0.11)	3.3312060 (0.15)
decen80	2.0326890** (1.97)	2.2298609** (2.11)
decen90	1.2008901 (1.09)	1.4194058 (1.25)
Constant	-2.2103566** (-2.22)	-2.4294919** (-2.36)
Observations	553	553
Number of code	23	23
Overall R2	0.1507	0.1362
Within R2	0.1577	0.1339
Between R2	0.2154	0.2397
Wald chi2	88.19	85.97
Prob > chi2	0	0
All regimes = 0	16.13 [0.0011]	21.53 [0.0001]
FixeFixe = FixeNonfixe	0.03 [0.8723]	0.07 [0.7902]
FixeFixe = NonFixeFixe	0.02 [0.8795]	0.00 [0.9782]
All regimes equal	0.19 [0.9089]	0.14 [0.9325]

Notes : voir tableau 4

**Tableau 13** : Surévaluation et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu faible

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	0.3220499 (1.63)	
FixeNonfixe	0.6305825*** (2.78)	0.3594299* (1.68)
NonFixeFixe	-0.6643365 (-0.88)	-0.7879708 (-1.05)
inflation	0.5857516 (0.97)	0.6139437 (0.96)
devTE	1.5053474** (2.31)	1.4240292** (2.20)
devOuv	-3.3575798*** (-3.63)	-3.3103363*** (-3.61)
devCG	0.1309598 (0.17)	-0.0165950 (-0.021)
decen80	-0.2761568 (-1.29)	-0.4394541** (-2.02)
decen90	-0.0256160 (-0.12)	-0.2974659 (-1.30)
CFA		0.1727441 (0.87)
NonCFANonCFA		-0.4485450 (-1.64)
Constant	-0.1776466 (-0.74)	0.2142084 (0.91)
Observations	700	700
Pseudo R2	0.0289	0.0324
Wald chi2	26.76	29.00
Prob > chi2	0	0
All regimes = 0	9.14 [0.0275]	11.52 [0.0213]
FixeFixe = FixeNonFixe	2.28 [0.1308]	
FixeFixe = NonFixeFixe	1.71 [0.1908]	
CFA = NonCFANonCFA		5.57 [0.0183]
CFA = FixeNonFixe		0.65 [0.4192]
NonCFA NonCFA = FixeNonFixe		8.58 [0.0034]
All <i>de jure</i> Fixes equal		9.00 [0.0111]
CFA = NonFixeFixe		1.62 [0.2028]
NonCFANonCFA = NonFixeFixe		0.19 [0.6637]
All <i>de facto</i> Fixes equal		6.79 [0.0335]
All regimes equal	4.40 [0.1111]	10.70 [0.0134]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 14** : Surévaluation et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu intermédiaire

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	0.8113577*** (4.11)	0.8670570*** (4.26)
FixeNonfixe	0.4942071** (2.57)	0.5249928*** (2.72)
NonFixeFixe	1.2444225*** (2.70)	1.2311160*** (2.68)
inflation	-0.2103898 (-0.44)	-0.1307735 (-0.28)
devTE	0.0786908 (0.081)	0.3861080 (0.38)
devOuv	-3.6496561*** (-3.06)	-3.8490445*** (-3.16)
devCG	-0.0478449 (-0.046)	0.2635015 (0.25)
decen80	-1.1042770*** (-4.39)	-1.1022355*** (-4.35)
decen90	-1.3587762*** (-5.23)	-1.2824793*** (-4.90)
Constant	0.7997736*** (3.03)	0.7482693*** (2.82)
Observations	841	819
Pseudo R2	0.0741	0.0740
Wald chi2	76.36	74.37
Prob > chi2	0	0
All regimes = 0	21.46 [0.0001]	22.80 [0]
FixeFixe = FixeNonfixe	2.47 [0.1163]	2.72 [0.0993]
FixeFixe = NonFixeFixe	0.85 [0.3561]	0.60 [0.4393]
All regimes equal	4.02 [0.1340]	4.02 [0.1337]

**Notes** : voir tableau 4

**Tableau 15** : Surévaluation et écarts entre régimes *de jure* et *de facto*, pays à revenu élevé

COEFFICIENT	(1)	(2)
FixeFixe	0.6624357* (1.90)	0.6864784** (1.99)
FixeNonfixe	1.0248315*** (3.96)	1.0778452*** (4.12)
NonFixeFixe	0.9289000*** (3.16)	0.9855028*** (3.39)
inflation	-6.7120308** (-2.03)	
devTE	3.7396894 (1.35)	4.1028162 (1.44)
devOuv	-18.0315861*** (-5.99)	-17.4160352*** (-5.90)
devCG	-0.7218196 (-0.17)	-0.4158115 (-0.095)
decen80	0.8578075*** (3.05)	0.8867006*** (3.16)
decen90	0.4543923 (1.55)	0.4941098* (1.70)
Constant	-0.8353970*** (-3.14)	-0.8663586*** (-3.27)
Observations	553	553
Pseudo R2	0.1103	0.1044
Wald chi2	60.57	61.26
Prob > chi2	0	0
All Regimes = 0	23.77 [0]	26.41 [0]
FixeFixe = FixeNonfixe	0.86 [0.3528]	1.01 [0.3139]
FixeFixe = NonFixeFixe	0.39 [0.5302]	0.51 [0.4761]
All Regimes equal	0.87 [0.6464]	1.04 [0.5953]

**Notes** : voir tableau 4





## Conclusion générale

Le régime de change joue un rôle important dans les économies ouvertes. C'est pourquoi le choix du régime optimal occupe une place importante dans l'analyse économique. L'approche du sujet a surtout consisté à analyser les relations de la politique de change avec la politique macroéconomique (monétaire, budgétaire, inflation, etc.). Après plusieurs vagues au cours desquelles certains régimes étaient préférés à d'autres, le consensus semble s'être établi en faveur d'une grande précaution dans les recommandations de politique de change. Cet état actuel de la pensée est parfaitement résumé par l'affirmation de Frankel (1999) selon laquelle « aucun régime de change particulier n'est approprié pour tous les pays ou tout le temps ». L'humilité de ce propos masque toutefois l'utilité d'approfondir continuellement la compréhension de la politique de change et celle de ses effets sur l'économie. Cet effort est nécessaire d'abord parce que l'objectif du développement consiste à créer les conditions favorables à une croissance économique forte et durable qui accroît continuellement le bien-être, en particulier celui des plus défavorisés. Armés d'une meilleure connaissance des effets du système de change sur les performances économiques, nous pouvons réfléchir aux moyens de faciliter la réalisation de ces objectifs lorsqu'un pays adopte un système de change donné.

Le but n'est pas tant de faire des recommandations universelles de politique de change – point sur lequel l'affirmation de Frankel<sup>203</sup> prend tout son sens – mais plutôt d'évaluer les effets des principales catégories de régimes de change de sorte que chaque pays puisse anticiper comment se comportera son économie et surtout la nécessité de mettre en œuvre des mesures qui stimuleront les performances économiques en fonction du système de change adopté. De façon ultime, quand l'économie d'un pays se transforme, il peut s'avérer nécessaire de changer de politique de change. Ce changement permettra la mise en œuvre d'un système relativement

---

<sup>203</sup>Une opinion similaire mais antérieure est exprimée par Frenkel, Goldstein et Masson (1991) et Aghevli, Khan et Montiel (1991).

mieux adopté aux nouvelles caractéristiques de l'économie et aux nouvelles conditions de l'environnement domestique et extérieur. Cette mise en perspective de la politique de change justifie donc de mieux comprendre les effets économiques des systèmes de change, de sorte à faciliter la transition éventuelle d'un régime donné vers un nouveau régime et à maximiser les performances économiques sous le nouveau régime.

Notre travail de recherche dans le cadre de cette thèse se situe dans ce contexte. Plus précisément, notre recherche a porté sur les effets macroéconomiques du système de change. Nous avons structuré notre contribution à la littérature autour de trois grands axes.

Dans un premier temps, nous avons étudié l'impact que le régime de change exerce sur la volatilité de la croissance. Par rapport à la littérature existante, nos apports se situent à différents niveaux.

Nous avons bâti notre analyse en combinant deux branches de la littérature qui ont été généralement peu intégrées. A la riche littérature sur les déterminants de la volatilité, nous avons emprunté les facteurs de volatilité les plus fréquents et les plus robustes. Ainsi, nous avons pris en compte les chocs affectant les pays en introduisant les chocs des termes de l'échange, les chocs naturels mesurés par l'instabilité de la valeur ajoutée agricole et les chocs nominaux mesurés par la volatilité de l'inflation. Nous avons également introduit comme facteurs de volatilité le taux d'exportations minières et pétrolières ainsi que la taille des pays elle-même mesurée par la population totale et la taille économique de chaque pays. De même, l'ouverture commerciale, le niveau de développement économique et le développement du système financier domestique figurent parmi les facteurs de volatilité pris en compte dans notre analyse. Nous avons introduit ces facteurs de volatilité dans un cadre d'analyse défini par la littérature traitant

de l'impact du régime de change sur la volatilité.

Pour mesurer la volatilité ou l'instabilité des variables, nous avons eu recours aux tests de racines unitaires sur données de panel développés par Levin, Lin et Chu (2002), par Im, Pesaran et Shin (2003) et par Maddala et Wu (1999). Ces tests nous ont permis de choisir le processus générateur de chaque série qui a servi à calculer sa volatilité.

Dans notre démarche, nous avons essayé d'améliorer l'analyse par rapport à celle généralement conduite dans nombre de travaux de cette dernière littérature. Nous avons ainsi corrigé l'endogénéité du choix du régime de change. Pour ce faire, nous avons utilisé la technique d'estimation des variables instrumentales associée à la méthode des moments généralisée (IV-GMM). Cette technique permet notamment de corriger l'endogénéité des variables explicatives et de tenir compte de la présence d'erreurs aléatoires hétéroscédastiques. Les instruments que nous avons retenus viennent des travaux empiriques sur les déterminants du choix du régime de change et de ceux sur les relations croissance-volatilité. Les tests que nous avons effectués ne réfutent pas la pertinence et la validité de ces instruments.

Par ailleurs, nous avons approfondi notre investigation pour comprendre comment le régime de change affecte la volatilité de la croissance en essayant de répondre aux trois questions suivantes. L'impact de l'instabilité des termes de l'échange sur la volatilité de la croissance est-il modifié par le régime de change ? L'effet du système de change sur la volatilité de la croissance dépend-t-il du niveau de développement économique ? L'effet du système de change sur la volatilité dépend-t-il du développement du système financier domestique ?

Enfin, l'utilisation des régimes de change *de jure* et des régimes de change *de facto* nous a permis d'évaluer la sensibilité de nos résultats à la classification des systèmes de change retenue.

Nos résultats révèlent que les systèmes de change fixes officiels comme les systèmes de change fixes *de facto* rendent la croissance plus volatile. L'impact estimé est donc robuste au

type de classification utilisé. De plus, cet impact ne masque pas les effets des autres déterminants de la volatilité de la croissance puisque nous les avons introduits dans nos régressions. De ce fait, notre étude qui intègre les principaux déterminants de la volatilité identifiés par la littérature existante améliore l'évaluation de l'impact du régime de change sur la volatilité de la croissance. Le test de stabilité structurelle du modèle (test de Chow) ne rejette pas l'hypothèse d'un modèle des relations entre la volatilité et ses déterminants commun aux groupes des pays en développement et des pays de l'OCDE.

Nos résultats montrent également que la contribution de l'instabilité des termes de l'échange à la volatilité de la croissance est amplifiée par les régimes de change fixes. Par ailleurs, le développement du système financier domestique ne réduit la volatilité de la croissance qu'au-delà d'un certain seuil, aidant ainsi à expliquer la volatilité relativement forte enregistrée par les pays émergents. En outre, le développement financier atténue l'impact défavorable des systèmes de change fixes sur la volatilité. De même, la contribution des régimes de change fixes à la volatilité de la croissance est atténuée par le développement économique. Ces résultats impliquent donc que moins les pays sont développés au plan économique et financier, plus leur croissance est volatile lorsqu'ils adoptent un système de change fixe.

Notre analyse indique ainsi que les pays qui adoptent un régime de change fixe tendent à présenter une volatilité plus élevée dans leur croissance. De ce fait, les coûts économiques générés par la volatilité tendront également à être plus élevés dans ces pays. Un important coût de la volatilité mis en lumière par la littérature récente est la réduction de la croissance économique qu'elle engendre (*e.g.*, Ramey et Ramey, 1994; Hnatkovska et Loayza, 2003). Sur ce plan, les régimes de change fixes pourraient imposer un coût plus élevé relativement aux régimes plus flexibles. En effet, ils induisent une plus forte volatilité qui elle-même réduit la croissance. Cette implication repose sur l'hypothèse que la réduction moyenne de la croissance économique par la volatilité est identique entre régimes de change alternatifs. Mais la volatilité réduit-elle

vraiment identiquement la croissance dans les différents régimes de change ?

Dans le chapitre trois, nous avons approfondi l'analyse menée dans le chapitre deux en essayant de savoir si la réduction de la croissance par la volatilité varie selon le régime de change. Un niveau donné de volatilité réduit-il la croissance d'une ampleur identique entre régimes de change fixes et régimes de change flexibles ? C'est la question à laquelle nous avons tenté de répondre dans le chapitre trois. À cet effet, nous nous sommes placé dans le cadre de la littérature qui analyse les effets de la volatilité de la croissance sur la croissance économique. Puis, nous avons dérivé des études des effets du système de change sur la croissance et sur la volatilité les principales régularités empiriques des relations entre le régime de change et la croissance d'une part et entre le régime de change et la volatilité de la croissance d'autre part<sup>204</sup>. La mobilisation de ces trois branches de la littérature nous a permis de dégager un modèle économétrique reflétant les aspects essentiels des débats en cours. Elle nous a permis notamment de spécifier et d'estimer une équation de croissance augmentée de la mesure de la volatilité et de celle du système de change. Ensuite, nous avons conduit des régressions auxiliaires pour quantifier les canaux par lesquels le système de change peut influencer les effets de la volatilité sur la croissance. Du fait de leur importance dans la littérature, nous avons considéré les canaux de l'investissement, du capital humain, de l'ouverture commerciale et du développement financier.

Comme dans le chapitre deux, nous avons eu recours aux techniques d'estimation par les variables instrumentales (IV-GMM) pour corriger l'endogénéité du choix du régime de change. Nous avons privilégié les régimes de change *de facto* tels qu'ils sont classés par Reinhart et Rogoff (2003). Ce choix se justifie par le fait que l'objectif n'est pas d'évaluer les effets des déclarations de politique de change sur les anticipations des agents économiques. Au contraire, nous avons cherché à évaluer les canaux par lesquels les régimes de change peuvent modifier

---

<sup>204</sup>Comme nous l'avons déjà mentionné, ces deux groupes d'études sont réalisés indépendamment l'un de l'autre.

l'impact direct et indirect que la volatilité exerce sur la croissance. Dans cette évaluation, l'influence du régime de change sur l'ajustement de l'économie joue un rôle déterminant.

Les résultats des estimations économétriques montrent que les régimes de change fixes augmentent l'impact négatif direct de la volatilité sur la croissance. Autrement dit, pour chaque niveau de volatilité, la réduction de la croissance économique par la volatilité est plus élevée dans les pays qui ont un système de change fixe. Ainsi, outre le fait qu'ils conduisent à une volatilité plus élevée, elle-même facteur de moindre croissance, les systèmes de change fixes induisent une réduction moyenne de la croissance du PIB réel plus grande pour chaque niveau de volatilité. Par ailleurs, l'impact négatif de la volatilité que nous avons estimé n'est pas affecté par la mesure de la volatilité que nous utilisons. En effet, les deux mesures de volatilité de la croissance – à savoir l'écart-type des taux de croissance annuels du PIB réel par tête et l'écart-type des écarts du taux de croissance annuel du PIB réel par rapport à sa valeur tendancielle obtenue à l'aide du filtre Hodrick-Prescott – conduisent à des résultats similaires. En outre, les instruments que nous avons utilisés semblent également pertinents et valides selon les résultats des tests de suridentification, des tests de « différence de Sargan » et la comparaison des coefficients de détermination partiels des régressions de première étape.

Nos résultats suggèrent aussi que les effets indirects de la volatilité sur la croissance qui s'exercent à travers l'investissement, le capital humain et l'ouverture commerciale sont amplifiés par le système de change fixe. Cet effet d'amplification accroît donc le coût de croissance induit par la volatilité, pour chaque niveau de volatilité. Nous avons également trouvé que le développement du système financier domestique atténue davantage l'impact de la volatilité sur la croissance quand un pays a un régime de change fixe.

Le rôle du système de change dans l'ajustement de l'économie est l'un des principaux arguments de la littérature pour justifier la non-neutralité du système de change vis-à-vis des

performances macroéconomiques. Les résultats auxquels nous parvenons dans les chapitres deux et trois semblent corroborer cette hypothèse. Néanmoins, une évidence empirique concernant l'ajustement économique sous différents régimes de change permettrait de vérifier cette hypothèse. L'ajustement de l'économie diffère-t-il vraiment selon le régime de change en vigueur ? Cette question a été l'objet du dernier chapitre de notre thèse. Nous y avons étudié les effets du régime de change sur l'ajustement économique global représenté par les déséquilibres du taux de change réel. À cette fin, nous avons, dans une première étape, utilisé les techniques économétriques récentes de panels non stationnaires pour estimer le taux de change réel d'équilibre et déduire le mésalignement du taux de change réel. Plus précisément, nous avons estimé la relation de cointégration entre le taux de change réel courant et ses déterminants réels et monétaires dans les échantillons de pays à revenu faible, à revenu intermédiaire et à revenu élevé. Puis, nous avons calculé le taux de change réel d'équilibre comme le taux de change réel qui prévaut lorsque les fondamentaux sont à leurs valeurs d'équilibre (obtenues à l'aide du filtre HP). Finalement, l'écart du taux de change réel courant à sa valeur d'équilibre calculée constitue le mésalignement. L'indicateur de mésalignement ainsi obtenu est une mesure du déséquilibre global de l'économie ou déséquilibre agrégé. Il reflète la capacité de l'économie à s'ajuster rapidement aux évolutions économiques domestiques et extérieures – représentées par les fondamentaux économiques – qui imposent des modifications de l'équilibre économique.

Selon les résultats de la première étape, le taux de change réel s'apprécie à l'équilibre suite à une hausse durable des flux financiers reçus et suite à une hausse durable de la productivité dans les trois groupes de pays. Cependant, il est à noter qu'une amélioration de la productivité s'accompagne d'une dépréciation du taux de change réel d'équilibre dans les pays à revenu intermédiaire lorsque la politique monétaire est mesurée par la croissance du crédit domestique. Les résultats révèlent également qu'une augmentation durable de l'ouverture commerciale déprécie le taux de change réel d'équilibre dans tous les pays. Une appréciation



réelle d'équilibre survient quand les termes de l'échange s'améliorent durablement dans les pays à revenu faible et à revenu intermédiaire. Dans les pays à revenu élevé, l'amélioration des termes de l'échange induit une dépréciation réelle mais l'impact estimé n'est pas statistiquement significatif. Nous trouvons aussi que le taux de change réel d'équilibre s'apprécie quand la consommation gouvernementale augmente dans les pays à revenu intermédiaire et à revenu élevé. À l'opposé, dans les pays à revenu faible, il se déprécie suite à une hausse des dépenses de consommation gouvernementales. Quant aux déterminants monétaires, les résultats indiquent que la politique monétaire exerce un effet nul sur le taux de change réel tandis que la dévaluation participe à la dépréciation du taux de change réel dans tous les pays.

Dans la seconde étape, nous avons estimé l'impact du régime de change sur le mésalignement dans les groupes des pays à revenu élevé, à revenu intermédiaire et à revenu faible sur la période 1973-1999. Le principal apport de notre analyse des relations entre le mésalignement et le système de change a consisté à utiliser les systèmes de change *de jure* et les systèmes de change *de facto* afin d'évaluer et de comparer les effets des régimes de change annoncés par les pays et les effets des régimes qu'ils mettent effectivement en œuvre. Nous avons ainsi évalué les effets des régimes *de jure* qui traduisent les déclarations de politique de change des pays, les effets des régimes *de facto* qui reflètent les politiques de change effectivement mises en œuvre ainsi que les effets des écarts entre déclarations et pratiques. Nous avons affiné l'analyse de l'impact du régime de change sur le mésalignement en distinguant les épisodes de surévaluation et de sous-évaluation réelles.

Les résultats économétriques confirment que les régimes de change fixes conduisent à des déséquilibres plus importants du taux de change réel dans tous les pays. Par conséquent, relativement aux régimes de change flexibles, les systèmes de change fixes limitent significativement l'ajustement de l'économie, notamment dans les pays de la zone CFA et dans les pays à revenu intermédiaire. Nous avons également trouvé que les régimes flexibles

permettent un meilleur ajustement comparativement aux régimes intermédiaires dans les pays à revenu élevé et dans les pays à revenu faible. Dans ces derniers, les régimes intermédiaires induisent un mésalignement fortement élevé. Par contre, dans les pays à revenu intermédiaire, le mésalignement est au moins aussi meilleur dans les systèmes de change intermédiaires que dans les systèmes flexibles. En effet, dans les pays à revenu intermédiaire, le mésalignement n'est jamais significativement plus élevé dans les régimes de change intermédiaires que dans les régimes flexibles.

En ce qui concerne les écarts entre déclarations et pratiques de politiques de change, les pays à revenu faible qui déclarent un régime de change fixe enregistrent un mésalignement plus élevé. Ceux qui fixent leur taux de change sans s'y être engagés officiellement présentent un mésalignement nettement plus faible. Dans les pays à revenu intermédiaire et élevé, avoir un système de change fixe, *de jure* ou *de facto*, accroît significativement le mésalignement. Tenir ou non la promesse de fixer le taux de change ne semble pas induire de différences systématiques et substantiels.

Comment peut-on expliquer les différences des effets des régimes de change sur les déséquilibres du taux de change réel ? Notre étude suggère que ces différences s'expliquent par des surévaluations ou des sous-évaluations réelles dont les probabilités d'apparition diffèrent. Quand ces probabilités sont identiques, alors des amplitudes différentes des surévaluations ou des sous-évaluations réelles pourraient expliquer les effets des régimes de change. Le chapitre quatre montre ainsi que l'ajustement de l'économie diffère selon le système de change.

Au vu des résultats de notre recherche, la réduction de la volatilité devrait figurer parmi les priorités de la politique économique, notamment dans les pays à systèmes de change fixes et dans les pays en développement. Une autre priorité est le développement de mécanismes permettant d'atténuer les effets de la volatilité sur l'économie. Enfin, l'amélioration de la capacité

d'ajustement de l'économie constitue également une priorité, notamment dans les pays qui adoptent des régimes de change fixes.

## Références bibliographiques

- Abadie, Alberto, Joshua D., Angrist and Guido W. Imbens (2002). "Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantile of Trainee Earnings", *Econometrica*, Vol. 70, No. 1.
- Abel B. Andrew (1983). "Optimal Investment Under Uncertainty", *AER* Vol. 73, No. 1.
- Abdih Yasser and Charalambos G. Tsangarides (2006). "FEER for the CFA Zone", IMF Working Paper WP/ 06/236.
- Agénor Pierre-Richard (1996). "The Labour Market and Economic Adjustment", IMF Staff Papers, Vol.23, No.2.
- (2001). "Employment Effects of Stabilization Policies", *European Journal of Political Economy*, Vol. 17.
- Agénor Pierre-Richard and Paul R., Masson (1999). "Credibility, Reputation and the Mexico Peso Crisis", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 1.
- Aghion Philippe, Gorge-Marios Angeletos, Abhijit Banerjee, and Kalina Manova (2005). "Volatility and Growth: Credit Constraints and Productivity-Enhancing Investment", MIT Department of Economics Working Paper No. 05-15.
- Aghion Philippe, Philippe Bacchetta, and Abhijit Banerjee (2004). "Financial Development and the Instability of Open Economies", NBER Working Paper 10246.
- Aghion Philippe, Philippe Bacchetta, Romain Rancière and Kenneth Rogoff (2006). "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: the Role of Financial Development", NBER WP12117.
- Aghion Philippe and Gilles Saint-Paul (1993). "Uncovering some Causal Relationships between Productivity Growth and the Structure of Economic Fluctuations: A Tentative Survey", NBER Working Paper No. 4603.
- Aghevli B. Bijan, Mohsin S. Khan and Peter J. Montiel (1991). "Exchange Rate Policy in Developing Countries: Some Analytical Issues", *Occasional Paper* 78.
- Ahn M. Geun et Chung-Han Kim (2006). "Trade Openness, Real Exchange Rate and the Exchange Rate Regime Choice", *faculty.washington.edu/karyiu/confer/seoul06/papers/ahn-kim.pdf*.
- Aizenman Joshua (1994). "Monetary and Real Shocks, Productive Capacity and Exchange Rate Regimes", *Economica*, New Series, Vol. 61, No. 244.
- Aizenman Joshua and R. Glick (2005). "Pegged Exchange Rate Regimes: A Trap ?", Federal Reserve Bank of San-Francisco, Working Paper 2006-07.
- Aizenman Joshua and Ricardo Hausmann (2001). "Exchange Rate Regimes and Financial Market Imperfections", University of California, Santa Cruz, Department of Economics WP No. 493.
- Aizenman Joshua and N. Marion (1999). "Volatility and Investment: Interpreting Evidence from Developing Countries", *Economica*, New Series, Vol. 66, No. 262.
- Alberola Enrique, Susana G. Cervero, Humberto López and Angel Ubide (1999). "Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, "ins," "outs," and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework", IMF Working Paper, WP/99/175.

- Alberola Enrique, Humberto López and Luis Servén (2004). "Tango with the Gringo: The hard peg and real misalignment in Argentina", World Bank Policy Research Working Paper No. 3322.
- Alesina F. Alberto and Alexander F. Wagner (2003). "Choosing (and Reneging on) Exchange Rate Regimes", NBER WP 9809.
- Amemiya Takeshi (1982). "Two Stage Absolute Deviations Estimators", *Econometrica*, Vol. 50, No. 3.
- Angrist Joshua, Victor Chernozhukov and Iván Fernández-Val (2006). "Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the U.S. Wage Structure", *Econometrica*, Vol. 74, No. 2.
- Angrist D. Joshua, (2000). "Estimation of Limited-Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice", NBER Technical WP248.
- Angrist D. Joshua, and A. B. Krueger, (2001). "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments ", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4.
- Arellano Manuel (2003). "Appendix B: Optimal Instruments in Conditional Models", in *Panel Data Econometrics. Advances Texts in Econometrics*, Ed. by A. Manuel (Oxford University Press).
- Asteriou Dimitrios and Simon Price (2005). "Uncertainty, Investment and Economic Growth: Evidence from a Dynamic Panel", *Review of Development Economics*, Vol. 9, No. 2.
- Backus K. David, (2005). "Comment on: "Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies", *Journal of Monetary Economics*, 52.
- Backus K. David and John Driffill (1985). "Inflation and Reputation", *AER*, Vol. 73, No. 3.
- Baffes John, Ibrahim A. Elbadawi and Stephen A. O'Connell (1997). "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", Policy Research Working Paper 1800.
- Bahmani-Oskooee Mohsen (1998). "Are Devaluations Contractionary in LDCs?", *Journal of Economic Development*, Volume 23, No. 1.
- Bailliu Jeannine, Robert Lafrance and Jean-François Perrault (2002). "Does Exchange rate Policy Matter for Growth ?", Bank of Canada Working Paper 2002-17.
- Baldi Anne-Laure and Nanno Mulder (2004). "The Impact of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rates in South America: 1990-2002", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 396.
- Baltagi H. Badi and Chihwa Kao (2000). "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: a Survey", Center for Policy Research, Working Paper No. 16.
- Baldwin E. Richard and Virginia di Nino (2006). "Euros and Zeros: the Common Currency Effect on Trade in New Goods", HEI WP No. 21/2006.
- Barnes L. Michelle and Anthony W. Hughes (2002). "A Quantile Regression Analysis of the Cross Section of Stock Market Returns", <http://www.bos.frb.org/economic/wp/wp2002/wp022.htm>.
- Banerjee Anindya (1999), "Panel Data Unit Roots and Cointegration: an Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue (1999).
- Barro J. Robert (1986). "Recent Developments in the Theory of Rules Versus Discretion", *The Economic Journal*, Vol. 96, Supplement: Conference Papers (1986).
- (2001). "Human Capital and Growth", *AER* Vol. 91, No. 2.
- Barro J. Robert and David B. Gordon (1983). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate

- Model", *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 4.
- Barro J. Robert and Xavier Sala-i-Martin, (1995). "Economic Growth", McGraw-Hill, New York.
- Bastourre Diego and Jorge Carrera (2004). "Could the Exchange Rate Regime Reduce Macroeconomic Volatility?", No. 309, *Econometric Society 2004 Latin America Meetings*.
- Baum F. Christopher, Mark E. Schaffer, and Steven Stillman (2003). "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing", *The Stata Journal* 3, No. 1.
- Baxter Marianne and Alan C. Stockman (1989). "Business Cycles and the Exchange Rate Regime: Some International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No.3
- Bayoumi Tamin and Barry Eichengreen (1994). "Macroeconomic Adjustment under Bretton Woods and the Post-Bretton Woods Float: an Impulse-Response Analysis", *The Economic Journal*, 104.
- Beck Thorsten, Mattias Lundberg and Giovanni Majnoni (2000). "Financial Development and Economic Volatility: Does Finance Dampen or Magnify Shocks?", [www.lacea.org/meeting2000/GiovanniMajnoni.pdf](http://www.lacea.org/meeting2000/GiovanniMajnoni.pdf).
- Bénassy-Quéré Agnès, Sophie Béreau and Valérie Mignon (2008). "Equilibrium Exchange Rates: a Guidebook for the Euro-Dollar Rate", *CEPII Working Paper No 2008 – 02*.
- Bénassy-Quéré Agnès and Benoît Coeuré, (2002). "The Survival of Intermediate Exchange Rate Regimes", *CEPII N° 2002-07*.
- Bénassy-Quéré Agnès, Benoît Coeuré and Valérie Mignon (2006). "On the Identification of *de facto* Currency Pegs", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, Issue 1.
- Bergstrand H. Jeffrey (1991). "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence", *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1.
- Bergvall Anders (2005). "Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Stability: The Case of Sweden", *Oxford Economic Papers*, Vol. 57, No. 3.
- Bertola Giuseppe and Roberto J. Caballero (1991). "Irreversibility and Aggregate Investment", *NBER WP3865*.
- Bleaney Michael and David Fielding (2002). "Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, Vol. 68, Issue 1.
- Betts Caroline et Michael B. Devereux (2000). "Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market", *Journal of International Economics* 50.
- Bird Graham (1998). "Exchange Rate Policy in Developing Countries: What Is Left of the Nominal Anchor Approach?", *Third World Quarterly*, Vol. 19, No. 2.
- Bleaney Michael and Manuela Francisco (2007). "Classifying Exchange Rate Regimes: A Statistical Analysis of Alternative Methods", *CREDIT Research Paper No. 07/05*.
- Blundell Richard and James L. Powell (2001). "Endogeneity in Nonparametric and Semiparametric Regression Models", *CEMMAP Working Paper CWP09/01*.
- (2004). "Endogeneity in Semiparametric Binary Response Models", *The Review of Economic Studies*, Vol. 71, Issue 07.
- (2007). "Censored Regressions Quantiles with Endogenous Regressors", *Journal of Econometrics*, 141.

- Bo E. Honoré et Luojia Hu (2004). "On the Performance of Some Robust Instrumental Variables Estimators", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No. 1.
- Bordo D. Michael (2004). "Exchange Rate Regimes for the Twenty-First Century: An Historical Perspective", in *Exchange Rate Regimes: Past, Present and Future*, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper 92, pages 1-40.
- Bordo D. Michael and Anna J. Schwartz (1988). "Transmission of Real and Monetary Disturbances under Fixed and Floating Exchange Rates", *Cato Journal*, Vol. 8, N°2
- Bourdieu Jérôme, B. Cœuré et Béatrice Sedillot (1997). « Investissement, incertitude et irréversibilité : Quelques développements récents de la théorie de l'investissement », *Révue Economique*, Vol. 48, No. 1.
- Bourguignon Francois, Jaime de Melo, Akiko Suwa-Eisenmann (1995). « Dévaluation et compétitivité en Cote- d'Ivoire », *Revue économique*, Vol. 46, No. 3.
- Broda Christian, and Cédric Tille, (2003). "Coping with Term-of-Trade shocks in Developing Countries", *Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economics and Finance*, vol. 9, No. 11.
- Broda, Christian, (2004); "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries", *Journal of International Economics* 63.
- Bubula Andrea and Inci Ötker-Robe (2002). "The Evolution of Exchange Rate Regimes since 1990: Evidence from *de facto* Policies", *IMF Working Paper WP/02/155*.
- (2003). "Are Pegged and Intermediate Exchange Rate Regimes More Crisis Prone?", *IMF WP/03/223*.
- Buchinsky Moshe (1994). "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression" *Econometrica*, Vol. 62, No. 2.
- (1995). "Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models: A Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics* 68.
- (1998a). "Recent Advances in Quantile Regression Models: a Practical Guide for Empirical Research", *Journal of Human Resources*, 33.
- (1998b). "The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, Issue 1.
- Buiter H. Willem (1982). "Comment on T.J. Sargent and N. Wallace: "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic"", *NBER WP No. 867*.
- Burnside Craig, M. Eichenbaum, and S. Rebelo (1999). "Hedging and Financial Fragility in Fixed Exchange Rate Regimes", *NBER WP7143*.
- Burstein Ariel, Martin Eichenbaum and Sergio Rebelo (2005). "Large Devaluations and the Real Exchange Rate", *Journal of Political Economy*, Vol. 113, Issue 4.
- Caballero J. Ricardo (1991). "On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship", *AER* vol. 81, No. 1.
- (2003). "On the International Financial Architecture: Insuring Emerging Markets", *NBER WP 9570*.
- Caballero J. Ricardo and Mohamad L. Hammour (1991). "The Cleansing Effect of Recessions", *NBER WP 3922*.

- Calderón A. César (2002). "Real Exchange Rates in the Long and Short Run: A Panel Co-Integration Approach", Central Bank of Chile Working Papers No. 153.
- Calvo A. Guillermo (1986). "Temporary Stabilization: Predetermined Exchange Rates", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.6.
- (1989). "Anticipated Devaluation", *International Economic Review*, Vol. 30, No. 3.
- (1991). "The Perils of Sterilization", *IMF Staff Papers*, Vol.38, No.4.
- (1999). "Fixed versus Flexible Exchange Rates; Preliminaries of a Turn-of-Millennium Rematch", <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecrp10.pdf>.
- (2000). "The Case for Hard Pegs in the Brave New World of Global Finance", in *Don't Fix, Don't Float*, eds: J. Braga de Macedo, D. Cohen, and H. Reisen, OECD Development Centre Studies, Paris.
- Calvo A. Guillermo, Alejandro Izquierdo, and Ernesto Talvi (2003). "Sudden Stops, the Real Exchange Rate, and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons", NBER Working Paper No. 9828.
- Calvo A. Guillermo and Enrique G. Mendoza (1996). "Petty Crime and Cruel Punishment: Lessons from the Mexican Debacle", *AER* Vol. 86, No. 2.
- Calvo Guillermo A. and Enrique G. Mendoza (2000). "Capital Markets Crises and Economic Collapse in Emerging Markets: An Informational-Frictions Approach", *AER*, Vol. 90, No. 2.
- Calvo A. Guillermo and Frederic S. Mishkin (2003). "The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No. 4.
- Calvo A. Guillermo and Carmen Reinhart (2000). "Fixing for Your Life", NBER Working Paper No. 8006.
- Calvo A., Guillermo and Carmen Reinhart (2002). "Fear of Floating" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 2.
- Calvo A. Guillermo? Alejandro Izquierdo and Ernesto Talvi (2003). "Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons", NBER Working Paper No. 9828.
- Calvo A. Guillermo and Carlos A. Végh (1993). "Exchange Rate Based Stabilization under Imperfect Credibility", Reprint from *Open-Economy Macroeconomics*, Eds: Helmut Frisch and Andreas Worgotter, MacMillan Press, London.
- Canale Rosita Rita (2002). "Equilibrium exchange rate theories under flexible exchange rate regimes", [http://mpira.ub.uni-muenchen.de/3086/1/MPRA\\_paper\\_3086.pdf](http://mpira.ub.uni-muenchen.de/3086/1/MPRA_paper_3086.pdf).
- Canzoneri B. Matthew, Robert E. Cumby, and Behzad T. Diba (2001). "Fiscal Discipline and Exchange Rate Systems", *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 474.
- Carrera Jorge and Guillermo Vuletin (2003). "Deeds and words. The relevance of regime consistency on the real exchange rate volatility", [terpconnect.umd.edu/~gvuletin/working\\_papers.htm](http://terpconnect.umd.edu/~gvuletin/working_papers.htm).
- Catão A. V. Luis et Solomos M. Solomou (2005). "Effective Exchange Rates and the Classical Gold Standard Adjustment", *American Economic Review*, Vol. 95, No. 4.
- Cavallo A. Eduardo (2007). "Output Volatility and Openness to Trade: A Reassessment", IADB, WP 604.
- Cavallo Michele, Fabrizio Perri et Nouriel Roubini (2005). "Exchange Rate Overshooting and the Costs of Floating", Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper No. 2005-07.



- Cecchetti G. Stephen, Alfonso Flores-Lagunes and Stefan Krause (2006). "Assessing the Sources of Changes in the Volatility of Real Growth", NBER WP 11946.
- Cecchetti G. Stephen and Michael Ehrmann (1999). "Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes", NBER WP No. 7426.
- Céspedes F. Luis, Roberto Chang and Andrés Velasco (2004). "Balance Sheets and Exchange Rate Policy", *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4.
- (2003). "Must Original Sin Cause Economic Damnation ?", Central Bank of Chile, Working Paper No. 234.
- Chang Roberto and Andrés Velasco (2000). "Exchange Rate Policy for Developing Countries", *AER*, vol. 90, No. 2.
- Chernozhukov Victor and Christian Hansen (2004). "Instrumental Variable Quantile Regression", [http://www.mit.edu/~vchern/papers/ch\\_IVQR\\_2001\\_rev\\_Oct24\\_2004.pdf](http://www.mit.edu/~vchern/papers/ch_IVQR_2001_rev_Oct24_2004.pdf).
- Chinn D., Menzie (1995). "Whither the Yen: Implications of an Intertemporal Model of the Yen/Dollar Rate", University of California, Santa Cruz, Working Paper No. 321.
- (2005). "A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation", NBER WP No. 11521.
- Chinn D. Menzie, and Louis Johnston (1996). "Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries", NBER WP No. 5709.
- Choi In (2001). "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, Issue 2.
- Choudhri U. Ehsan, and Moshin S. Khan (2005). "Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present ?", *IMF Staff Papers*, Vol. 52, No. 3.
- Claessens Stijn (2004). "Finance and Volatility", in *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, Edited by Aizenman J. and Pinto B. (2005), Cambridge University Press.
- Clarida Richard and Jordi Gali (1994). "Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?", NBER WP4658.
- Collard Fabrice and Harris Dellas (2002). "Exchange Rate Systems and Macroeconomic Stability", *Journal of Monetary Economics* 49.
- Collins M. Susan (1996). "On Becoming More Flexible: Exchange Rate Regimes in Latin America and the Caribbean", *Journal of Development Economics*, Vol. 51.
- Combes Jean-Louis, P. Guillaumont, S. Guillaumont Jeanneney et P. Combes Motel (2000). « Ouverture sur l'extérieur et instabilité des taux de croissance », *Revue Française d'Economie*, Vol. XV, N°1.
- Corbo Vittorio and Jaime de Melo (1987). "Lessons from the Southern Cone Policy Reforms", *World Bank Research Observer*, Vol. 2, No. 2.
- Cottani A. Joaquin, Domingo F. Cavallo and Shahbaz M. Khan (1990). "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs ", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 39, No. 1.
- Coudert Virginie and Cécile Coharde (2002). "Exchange Rate Regimes and Sustainable Parities For CEECs in the Run-up to EMU Membership", *CEPII Working Papers*, No. 2002-15.

- (2002). "Real Equilibrium Exchange Rate in European Union New Members and Candidate Countries", [www.euroframe.org/fileadmin/user\\_upload/euroframe/docs/2006/session2/eurof06\\_Coudert.pdf](http://www.euroframe.org/fileadmin/user_upload/euroframe/docs/2006/session2/eurof06_Coudert.pdf).
- (2008). "Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries" CEPII Working Papers, No. 2008-07.
- Coudert Virginie and Marc Dubert (2005). "Does Exchange Rate Regime Explain Differences in Economic Results for Asian Countries", CEPII WP No. 2004-05.
- Cukierman Alex, Itay Goldstein, and Yossi Spiegel (2001). "The Choice of Exchange Rate Regimes and Speculative Attacks", CEPR Discussion Paper 3714.
- Daniel C. Betty (1981). "The International Transmission of Economic Disturbances under Flexible Exchange Rates", *International Economic Review*, Vol. 22, No.3.
- Davidson Russell and James G. McKinnon (2004). "Econometric Theory and Methods", Oxford University Press.
- Devarajan Shantayanan (1997). "Real Exchange Rate Misalignment in the CFA Zone" *Journal of African Economies*, Vol. 6, No. 1.
- Devarajan Shantayanan, and Dani Rodrik (1991). "Do the Benefits of Fixed Exchange Rates Outweigh their Costs? The Franc Zone in Africa", Working Paper No. 3727, NBER.
- Di Bella Gabriel, Mark Lewis, and Aurélie Martin (2007). "Assessing Competitiveness and Real Exchange Rate Misalignment in Low-Income Countries", IMF Working Paper WP/07/201.
- Diebold X. Francis, Steven Husted, and Mark Rush (1991). "Real Exchange Rates under the Gold Standard", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 6.
- Di Giovanni Julian and Andrei A. Levchenko (2006). "Trade Openness and Volatility", Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies Working Paper No. 219.
- Dixit Avinash (1992). "Investment and Hysteresis", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, No. 1.
- Domaç Ilker and Maria Soledad Martinez Peria (2000). "Banking Crises and Exchange Rate Regimes: Is there a Link?", World Bank Policy Research Working Paper No. 2489.
- Dornbusch Rudiger (2001), "Fewer Monies, Better Monies", NBER Working Paper No. 8324.
- Dornbusch Rudiger, and Alberto Giovannini (1990). "Monetary Policy in the Open Economy", in "Handbook of Monetary Economics", Vol. II, Eds: Friedman M. Benjamin and Frank H. Hahn, Edition 1, Vol. 2, Chapter 23, pages1231-1303, Elsevier.
- Dornbusch Rudiger and Alejandro Werner (1994). "Mexico: Stabilization, Reform, and No Growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1994, No. 1, (1994).
- Drine Imed et Rault Christophe (2005). « Déterminants de long termes des taux de change réel pour les pays en développement : une comparaison internationale », *Revue d'économie du développement*, No.1.
- Driver L. Rebecca and Peter F. Westaway (2004). "Concepts of Equilibrium Exchange Rates", Bank of England, Working Paper 248.
- Dubas M. Justin, Byung-Joo Lee, and Nelson C. Mark (2005). "Effective Exchange Rate Classifications and Growth", NBER Working Paper No. 11272.

- Dufrenot J. Gilles and Etienne B. Yehoue (2005). "Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis", IMF WP/05/164.
- Easterly William, Roumeen Islam and Joseph E. Stiglitz (2000). "Explaining Growth Volatility", World Bank Working Paper No. 28159.
- Edwards Sebastian (1986). "Are Devaluations Contractionary?", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3.
- (1987). "Economic Liberalization and the Equilibrium Real Exchange Rate in Developing Countries", NBER Working Paper No. 2179.
- (1988). "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", NBER Working Paper No. 2721.
- (1989a). "Real Exchange Rates in Developing Countries: Concepts and Measurement", NBER Working Paper No. 2950.
- (1989b). "Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American Experience", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 37, No. 3.
- (1993). "Openness, Trade Liberalization and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, No. 3.
- (1996). "The Determinants of the Choice between Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", NBER WP 5756.
- (1997). "Exchange Rate Issues in Developing and Transitional Economies", *Journal of African Economies*, Supplement to Vol. 6, No. 3, 1997.
- Edwards Sebastian and Eduardo Levy Yeyati (2003). "Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers", NBER WP No. 9867.
- Edwards Sebastian and Miguel A. Savastano (1999). "Exchange Rates in Emerging Economies: What do We Know ? What do We Need to Know ?", NBER Working Paper No. 7228.
- Edwards Sebastian, and Carlos A. Végh, (1997). "Banks and Macroeconomic Disturbances under Predetermined Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics* 40.
- Égert Balázs and Amina Lahrière-Révil (2003). "Estimating the Equilibrium Exchange Rate of the Central and Eastern European Acceding Countries: The Challenge of Euro Adoption", *Review of World Economics*, Vol. 139.
- Englander A. Stevens and Thomas Egebo (1993). "Adjustment Under Fixed Exchange Rates: Application to the European Monetary Union", *OECD Economic Studies*, No. 20.
- Eichengreen Barry (1998). "Exchange Rate Stability and Financial Stability", Mimeo, University of California, Berkeley.
- Eichengreen Barry and Ricardo Hausmann (1999). "Exchange Rates and Financial Fragility", NBER WP 7418.
- Eichengreen Barry, and Andrew K. Rose (2001). "Does it Pay to Defend Against a Speculative Attack?", <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/RecRes.htm>.
- Elbadawi A. Ibrahim, and Raimundo Soto (1994). "Capital Flows and Long-Term Equilibrium Real Exchange

- Rates in Chile" , World Bank, Policy Research Working Paper Series 1306.
- Faini Ricardo and Jaime de Melo (1990). "Adjustment, Investment and the Real Exchange Rate in Developing Countries", World Bank Policy Research Working Paper WPS 473.
- Fatás Antonio (2000). "Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-run Persistence and Economic Growth", Journal of Economic Growth, 2000.
- (2002). "The Effects of Business Cycles on Growth", Central Bank of Chile Working Paper N° 156.
- Fatás Antonio, and Andrew K. Rose (2001). "Do Monetary Handcuffs Restrain Leviathan? Fiscal Policy in Extreme Exchange Rate Regimes", IMF Staff Papers, Vol. 47, Special Issue.
- Federal Reserve Bank of San-Francisco (2005). "To Float or Not to Float? Exchange Rate Regimes and Shocks", Economic Letter No. 2005-01.
- Ferderer J. Peter (1993). "The Impact of Uncertainty on Aggregate Investment Spending: An Empirical Analysis", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25, No. 1.
- Fischer Stanley (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct ?", Journal of Economic Perspectives, Vol. 15, No.2.
- Flood P. Robert, and Nancy P. Marion (1982). "The Transmission of Disturbances under Alternative Exchange-Rate Regime with Optimal Indexing", Quarterly Journal Economics, Vol. 97, No. 1.
- Flood P. Robert, and Andrew K. Rose (1995). "Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals", Journal of Monetary Economics, Vol. 36, Issue 1.
- Frankel A. Jeffrey (1999). "No Single Currency is Right for all Countries or at all Times", NBER Working Paper No. 7338.
- Frankel A. Jeffrey (2003). "Experience of and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies", NBER Working Paper No. 10032.
- Frankel A. Jeffrey (2005). "Contractionary Currency Crashes in Developing Countries", NBER Working Paper No. 11508.
- Frankel A. Jeffrey, and David Romer (1999). "Does Trade Cause Growth?", AER, Vol. 89, No. 3.
- Frankel Jeffrey, and Andrew K. Rose (2002). "An Estimate of the Effect of Common Currency on Trade and Income", Quarterly Journal of Economics, Vol. 117, No. 2.
- Frankel A. Jeffrey, and Shang-Jin Wei (2008). "Estimation of *de facto* Exchange Rate Regimes: Synthesis of the Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights" IMF Staff Papers, Vol. 55, No. 3.
- Frenkel A. Jacob, and Morris Goldstein (1989). "Exchange Rate Volatility and Misalignment: Evaluation some Proposals for Reform", NBER WP 2894.
- Frenkel A. Jacob, M. Goldstein, and Paul R. Masson (1991). "Characteristics of a successful Exchange Rate System", IMF Occasional Paper 82.
- Friedman M. Benjamin (1995). "Does Monetary Policy Affect Real Economic Activity? Why do We Still Ask this Question?", NBER Working Paper No. 5212.
- Friedman Milton (1953). « Essais d'économie positive », traduit de l'Anglais par Guy Millière, 1995, Litec.
- Froot A. Kenneth and Kenneth Rogoff (1991). " The EMS, the EMU, and the Transition to a Common

- Currency", NBER WP No. 3684.
- Froot A. Kenneth and Kenneth Rogoff (1994). "Perspectives on PPP and Long Run Real Exchange Rates", NBER WP No. 4952.
- Furman Jason and Joseph E. Stiglitz (1998). "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia", *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1998, No.2, pp 1-135.
- Galstyan Vahagn, and Philip R. Lane (2008). "The Composition of Government Spending and the Real Exchange Rate", IIS Discussion Paper No. 257.
- Genberg Hans, and Alexander K. Swoboda (2005). "Exchange Rate Regimes: Does What Countries Say Matter ?", *IMF Staff Papers*, Vol. 52, Special Issue.
- Giannellis Nikolaos, and Athanasios P. Papadopoulos (2007). "Estimating the Equilibrium Effective Exchange Rate for Potential EMU Members", *Open Economies Review*, Vol. 18, Issue 3.
- Godfajn Ilan, and Rodrigo O. Valdes (1999). "The Aftermath of Appreciations", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1.
- Goldstein Morris (2002), *Managed Floatin Plus*, *Policy Analys in International Economics* 66.
- Ghosh R. Atish, Anne-Marie Gulde, Jonathan D. Ostry and Holger C. Wolf (1995). "Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?", *IMF WP/95/121*.
- Ghosh R. Atish, Anne-Marie Gulde and Holger C. Wolf (2000). "Currency Boards: More than a Quick Fix?", *Economic Policy*, Vol. 15, No. 31.
- Goldstein Morris (2002). "Managed Floating Plus", *Policy Analyses in International Economics* 66
- Greene H. William (2000). "Chapter 14: Models for Panel Data", in *Econometric Analysis*, Fourth Edition, Prentice Hall.
- Grossman I. Herschel, James A. Hanson, and Robert F. Lucas (1982). "The Effects of Demand Disturbances under Alternative Exchange-Rate Regimes", *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol.34, No. 1.
- Guidotti E. Pablo, and Carlos A. Vegh (1999). "Losing Credibility: The Stabilization Blues", *International Economic Review*, Vol. 40, No. 1.
- Guillaumont Patrick (2006). "Macro Vulnerability in Low-Income Countries and Aid Responses", *Annual World Bank Conference on Development Economics – Europe 2006*.
- Guillaumont Jeanneney S., et P. Hua (2006). « Taux de change réel et productivité en Chine », *Cerdi Etudes et Documents Ec 2006.36*.
- Guillaumont Patrick et Sylviane Guillaumont Jeanneney (1995). « De la dépréciation nominale a la dépréciation réelle : Les facteurs d'effectivité des dévaluations dans les pays africains », *Revue économique*, Vol. 46, No. 3.
- (1997). « De l'effectivite de la dévaluation des francs CFA : Quelques enseignements tires du Cameroun et de la Cote-d'Ivoire », *Revue économique*, Vol. 48, No. 3.
- Hadri Kaddour and Rolf Larsson (2005). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data where the Time Dimension is Finite", *Econometric Journal*, Vol. 8.
- von Hagen Jürgen and Jizhong Zhou (2005). "De facto and official exchange rate regimes in transition economies", *Economic Systems* 29.

- Hahn Jinyong (1995). "Bootstrapping Quantile Regression Estimators", *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 1.
- Harris Dellas, P. A. V. B. Swamy, and George S. Tavlas (2002). "The Collapse of Exchange Rate Pegs", *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 579.
- Hausmann Ricardo and Michael Gavin (1996). "Securing Stability and Growth in a Shock Prone Region: The Policy Challenge for Latin America", *Inter-American Development Bank*, WP315.
- Hausmann, Ricardo, Michael Gavin, Carmen Pages-Serra, and Ernesto Stein (1999). "Financial Turmoil and the Choice of Exchange Rate Regime", *Inter-American Development Bank Working Paper No. 400*.
- Heckman J. James (1977). "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *NBER WP 177*.
- Hinkle E. Lawrence and Peter J. Montiel (1999). "Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries", *Oxford University Press*.
- Hlouskova Jaroslava and Martin Wagner (2005). "The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study", *European University Institute, Economic Working Paper No. ECO2005/05*.
- Hnatkovska Viktoria and Norman Loayza (2003). "Volatility and Growth", *World Bank Policy Research Papers 3184*.
- Honoré E. Bo et Luojia Hu (2004). "On the Performance of Some Robust Instrumental Variables Estimators", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No.1.
- Husain M. Aasim, Ashoka Mody, and Kenneth S. Rogoff (2004). "Exchange Rate Regime Durability and Performance in Developing versus Advanced Economies", *NBER WP10673*.
- Hurlin Christophe et Valérie Mignon (2006). « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel », [http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/cointegration\\_v5.pdf](http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/cointegration_v5.pdf).
- Im So Kyung, M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels", *Journal of Econometrics* 115.
- Imbs Jean (2002). "Why the Link between Volatility and Growth is both Positive and Negative?", *CEPR Discussion Paper No. 3561*.
- International Monetary Fund (1998); "The Business Cycle, International Linkages, and the Exchange Rates", in *World Economic Outlook*, IMF, 1998.
- International Monetary Fund (2006). "Methodology for CGER Exchange Rate Assessments", [www.imf.org/external/np/pp/eng/2006/110806.pdf](http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2006/110806.pdf).
- Isard Peter (2007). "Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies", *IMF Working Paper, WP/07/296*.
- Jeong Se-Eun and Jacques Mazier (2003). "Exchange Rate Regimes and Equilibrium Exchange Rates in East Asia", *Revue Economique*, Vol. 54, No. 5.
- Johnson Harry Gordon (1969). "The Case for Flexible Exchange Rates, 1969", *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review* 51 (June 1969), pages: 12-24.
- Juhn Grace and Paolo Mauro (2002). "Long-Run Determinants of Exchange Rate Regimes: A Simple

- Sensitivity Analysis", IMF WP 02/104.
- Jurečková Jana, and Jan Pícek (2005). "Two-Step Regression Quantiles", *The Indian Journal of Statistics, Special Issue on Quantile Regression and Related Methods*, Vol. 67, Part 2.
- Kamil Herman (2006). "Does Moving to a Flexible Exchange Rate Regime Reduce Currency Mismatches in Firms' Balance Sheets?", IMF, 7<sup>th</sup> Jacques Polak Annual Research Conference.
- Kao Chihwa and Min-Hsien Chiang (2000). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", in *Advances in Econometrics 15*, Edited by Baltagi H. Badi and C., Kao (2000), Elsevier Science.
- Kelejian H. Harry (1971). "Two-Stage Least Squares and Econometric Systems Linear in Parameters but Nonlinear in the Endogenous Variables", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 66, No. 334.
- Kempa Bernd and Michael Nelles (1999). "Misalignment of Real Exchange Rates and the Credibility of Nominal Currency Bands", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135, Issue 4.
- Kent Christopher and Rafic Naja (1998). "Effective Real Exchange Rates and Irrelevant Nominal Exchange Rate Regimes", Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9811.
- Klein W. Michael, and Jay C. Shambaugh (2006). "The Nature of Exchange Rate Regimes", NBER Working Paper no. 12729.
- Koenker Roger (2004). "Quantile Regression for longitudinal data", *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 91, Issue 1.
- Koenker Roger, and G. Jr. Basset (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, Vol. 46, No. 1.
- Koenker Roger, and K. F. Hallock (2000). "Quantile Regression: an Introduction", [www.econ.uiuc.edu/~roger/research/intro/rq.pdf](http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/intro/rq.pdf).
- Koenker Roger, and Jose A. F. Machado (1999). "Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No. 448.
- Koenker Roger and Zhijie Xiao (2002). "Inference on the Quantile Regression Process", *Econometrica*, Vol. 70, No. 4.
- Kose M. Ayhan, Eswar S. Prasad, and Marco E. Terrones (2003). "Financial Integration and Macroeconomic Volatility", IMF WP/03/50.
- Kose M. Ayhan, Eswar S. Prasad, and Marco E. Terrones (2005a). "How do Trade and Financial Integration Affect the Relationship Between Growth and Volatility?", IMF Working Paper/05/19.
- Kose M. Ayhan, Eswar S. Prasad, and Marco E. Terrones (2005b), "Growth and Volatility in an Era of Globalization", IMF Staff Paper, Vol. 52, Special Issue.
- Kose M. Ayhan, Raymond Riezman (2001). "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa", *Journal of Development Economics*, Vol. 65, Issue 1.
- Kroft Kory and Huw Lloyd-Ellis (2002). "Further Cross-Country Evidence on the Link Between Growth, Volatility and Business Cycles", [korykroft.googlepages.com/kroft\\_growth.pdf](http://korykroft.googlepages.com/kroft_growth.pdf).
- Krugman Paul (2001). "Crises: The Next Generation?", [sapid.tau.ac.il/papers/sapid\\_conferences/Krugman.pdf](http://sapid.tau.ac.il/papers/sapid_conferences/Krugman.pdf).
- Kydland E. Finn and Edward C. Prescott (1977). "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal

- Plans", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3.
- Lahiri Amartya and Carlos Vegh (2007). "Output Costs, Balance of Payments Crises and Interest Rate Defence of a Peg", *The Economic Journal* 117.
- Lahrèche-Revil Amina (1999). « Les régimes de change », Éditions La Découverte, collection Repères, Paris, 1999.
- Larrain B. Felipe and Francisco Parro G. (2005). "Do Exchange Rate Regimes Matter? Evidence for Developing Countries", [wwwtest.aup.edu/lacea205/system/step2\\_php/papers/larrain\\_parro.pdf](http://wwwtest.aup.edu/lacea205/system/step2_php/papers/larrain_parro.pdf).
- Leahy V. John, and Toni M. Whited (1996). "The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No.1.
- Lee Sokbae (2004). "Endogeneity in Quantile Regression Models: a Control Function Approach", Cemmap Working Paper CWP08/04.
- Lensik Robert, Hong Bo and Elmer Sterken (1999). "Does Uncertainty Affect Economic Growth? An Empirical Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135, Issue 3.
- Levin Andrew, Chen-Fu H. Lin, and Chia-Shang J. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics* Vol.108, No.1.
- Levine Ross (2004). "Finance and Development: Theory and Evidence", NBER Working Paper No. 10766.
- Levine Ross et David Renelt (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regression", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4.
- Levine Ross, Norman Loayza, and Thorsten Beck (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics* Vol. 46, Issue 1.
- Levine Ross, and Sara J. Zervos (1993). "What we Have Learned about Policy and Growth from Cross-Country Regressions?", *American Economic Review*, Vol. 83, No.2.
- Levy Yeyati Eduardo and Federico Sturzenegger (2002). "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words", mimeo, Universidad Torcuado Di Tella.
- (2003). "To Float or to Trail: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth", *American Economic Review*, Vol.93, No.4.
- (2005). "Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words", *European Economic Review* 49.
- Levy Yeyati Eduardo, F. Sturzenegger, and Iliana Regio (2002). "On the Endogeneity of Exchange Rate Regimes", *Centro de Investigación en Finanzas* WP 11/2002.
- Lizondo J. Saul and Peter Montiel (1988). "Contractionary Devaluation in Developing Countries: an Analytical Overview", IMF, Working Paper wp88/51.
- Lothian R. James, and Cornelia H. McCarthy (2002). "Real Exchange-Rate Behaviour under Fixed and Floating Exchange Rate Regimes", *Manchester School*, Vol. 70, Issue 2.
- MacDonald Ronald (1995). "Long Run Exchange Rate Modelling: A Survey of the Recent Evidence", *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No.3.
- (2000). "Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: an Overview", Discussion Paper 3/00, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.
- Maddala G. S., and Shaowen Wu (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New



- Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, Vol. 61.
- Malik Adeel and Jonathan R. W. Temple, (2006); "The Geography of Output Volatility", CEPR Discussion Paper DP5516.
- Mankiw N. Gregory, D. Romer and D. Veil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* 152.
- Mark C. Nelson and Donggyu Sul (2003). "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65(5).
- Marsh K. Chris (2003). "Fixed Exchange Rates, Monetary Policy and Macroeconomic Interdependence", <http://repec.org/mmfc03/Marsh.pdf>.
- Martin Philippe et Carol Ann Rogers (2000). "Long-term Growth and Short-term Economic Instability", *European Economic Review* 44.
- McCoskey Suzanne and Chihwa Kao (1999). "Comparing Panel Data Cointegration Tests with an Application to the Twin Deficits Problem", <http://faculty.maxwell.syr.edu/cdkao/working/w.html>.
- McFadden Daniel (1999). "Chapter 4: Instrumental Variables", [elsa.berkeley.edu/~mcfadden/e240b\\_f01/ch4.pdf](http://elsa.berkeley.edu/~mcfadden/e240b_f01/ch4.pdf).
- Mendoza G. Enrique (1995). "The Terms of Trade, The Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, Vol. 36, Issue 1.
- Mo Hung Pak (2001). "Corruption and Economic Growth", *Journal of Comparative Economics* 29.
- Montiel J., Peter and Lawrence E., Hinkle (1999). "Exchange Rate Misalignment: An Overview", in *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Ed. by Lawrence E. Hinkle and Peter J. Montiel, Oxford University Press, 1999.
- Morley A. Samuel (1992). "On the Effect of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 1.
- Mundell A. Robert (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *The Canadian Journal of Economics and Political Sciences*, Vol. 29, No. 4.
- Nabli Mustapha, Jennifer Keller and Marie-Ange Veganzones (2004). "Exchange Rate Management within the Middle East and North Africa Region: The Cost to Manufacturing Competitiveness", American University of Beirut, Institute of Financial Economics, Lecture and Working Paper Series 2004, No. 01.
- Newey N. Whitney (1990). "Efficient Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Models", *Econometrica*, Vol. 58, No. 4.
- Newey Whitney and James L. Powell (1990). "Efficient Estimation of Linear and Type I Censored Regression Models Under Conditional Quantile Restrictions", *Econometric Theory* 6.
- Obstfeld Maurice (1994). "The Logic of Currency Crises", NBER WP No. 4640.
- (1996). "Models of currency crises with self-fulfilling features", *European Economic Review* 40.
- (2002). "Exchange Rates and Adjustment: Perspectives from the New Open Economy Macroeconomics", NBER WP 9118.
- (2004a). "External Adjustment", NBER WP10843.
- (2004b). "Globalization, Macroeconomic Performance, and the Exchange Rates of Emerging

- Economies”, NBER Working Paper No. 10849.
- Obstfeld Maurice and Kenneth Rogoff (1995). “The Mirage of Fixed Exchange Rates”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, N° 4.
- (1996). "Chapter 8: Money and Exchange Rates under Flexible Prices", in *Foundations of International Macroeconomists*, The MIT Press.
- (2005). "Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 36, Issue 2005-1.
- Ohanian E. Lee, Alan C. Stockman, and Lutz Kilian (1995). “The Effects of Real and Monetary Shocks in a Business Cycle Model with some Sticky Prices”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4.
- Parsley C. David and Helen A. Popper (2001). “Official Exchange Rate Arrangements and Real Exchange Rate Behavior”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33, No.4.
- Payrakis Elissaios and Reyer Gerlagh (2004). “The Resource Curse Hypothesis and its Transmission Channels”, *Journal of Comparative Economics*, 32.
- Pedroni Peter (1995). "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Indiana University, Working Paper in Economics*, no. 95-013.
- (1996). "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity", *Indiana University, Working Paper in Economics*, no. 96-020.
- (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Forthcoming Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- (2000). "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", in *Advances in Econometrics*, 15, Edited by Baltagi H. Badi and C., Kao (2000), Elsevier Science.
- (2001). "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No.4.
- (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 20.
- Pellegrini Lorenzo, and Reyer Gerlagh (2004). “Corruption's Effect on Growth and its Transmission Channels”, *Kyklos*, Vol. 57, Fasc. 3.
- Pindyck S. Robert (1991). “Irreversibility, Uncertainty and Investment”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, No.3.
- Pindyck S. Robert and Andres Solimano (1993). “Economic Instability and Aggregate Investment”, *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 8.
- Pons Sardà Jordi and M. José Pérez Lacasta (2003). "Exchange Rate and The Long Run Equilibrium in Transition Economies", *International Advances in Economic Research*, Vol. 9, No. 1.
- Prasad S. Eswar, Kenneth S. Rogoff, S.-J., Wei, and M. A. Kose (2004). "Financial Globalization, Growth and Volatility in Developing Countries", *NBER WP No. 10942*.
- Rama Martin (1998) "Wage Misalignment in CFAC ountries: Are Labor Market Policies to Blame?", *World*

- Bank Policy Research Working Paper 1873.
- Ramcharan Rodney (2007). "Does the exchange rate regime matter for real shocks? Evidence from windstorms and earthquakes.", *Journal of International Economics*, Vol. 73.
- Ramey Garey and Valerie A. Ramey (1991). "Technology Commitment and the Cost of Economic Fluctuations", NBER WP No. 3755.
- (1994). "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth", NBER WP No. 4959.
- Razin Ofair and Susan M. Collins (1997). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", NBER Working Paper No. 6174.
- Reinhart Carmen and Kenneth Rogoff (2002). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", NBER WP No. 8963.
- (2003). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", [www.ruaf.umd.edu/faculty/reinhart/Revised-March3-03.pdf](http://www.ruaf.umd.edu/faculty/reinhart/Revised-March3-03.pdf).
- Rebello Sergio (1997). "What Happens when Countries Peg their Exchange Rates (The Real Side of Monetary Reforms)", NBER Working Paper No. 6168.
- Rebello Sergio and Carlos A. Végh (1995). "Real Effects of Exchange Rate-Based Stabilization: an Analysis of Competing Theories", NBER Working Paper No. 5197.
- Ricci L. Antonio, Gian M. Milesi-Ferretti, and Jaewoo Lee (2008). "Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective", IMF WP/08/13.
- Rizzo Jean-Marc (1998). "The Economic Determinants of the Choice of an Exchange Rate Regime: a Probit Analysis", *Economics Letters* 59.
- Rogoff Kenneth, Aasim M. Husain, A. Mody, R. Brooks, and N. Oomes (2004). "Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes", IMF, Occasional Paper 229.
- Sahay Ratna and Rishi Goyal (2006). "Volatility and Growth in Latin America: An Episodic Approach", IMF WP/ 06/287.
- Saidi H. Nasser (1980). "Fluctuating Exchange Rates and the International Transmission of Economic Disturbances", *Journal of Money, Banking and Finance*, Vol. 12, No. 4.
- Sala-i-Martin Xavier (1997). "I Just Run Two Million Regressions", *AER*, Vol. 87, No.2.
- Sargent J. Thomas and Neil Wallace (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Issue Fall.
- Sarno Lucio, Giorgio Valente, and Mark E. Wohar (2003). "Monetary Fundamentals and Exchange Rate Dynamics Under Different Nominal Regimes", CEPR Discussion Paper No. 3983.
- Sazanami Yoko and Seiji Yoshimura (1999). "Restructuring East Asian exchange rate regimes", *Journal of Asian Economics* 10.
- Shambaugh C. Jay (2003). "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics* (Forthcoming).
- Shambaugh C. Jay (2004). "Exchange Rate Regime Classification", <http://www.dartmouth.edu/~jshambau>.
- Sopraseuth Thepthida, (2003). "Exchange Rate Regimes and International Business Cycles", *Review of Economic Dynamic* 6.

- Soto Raimundo and Ibrahim A. Elbadawi (2008). "Theory and Empirics of Real Exchange Rates in Developing Countries", Pontificia Universidad Catolica de Chile, Instituto de Economia, Documento de Trabajo No. 324.
- Stockman C. Alan (1998). "New Evidence Connecting Exchange Rates to Business Cycles", *Economic Quarterly*, Vol. 84/2, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Temple Jonathan (1999). "The New Growth Evidence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37 Issue 1.
- Tavlas George, Harris Dellas, and Alan C. Stockman (2008). "The Classification and Performances of Alternative Exchange Rate Systems", *European Economic Review* 52.
- Taylor P. Mark and Lucio Sarno (1998). "The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period", *Journal of International Economics* 46.
- Taylor M. Alan and Mark P. Taylor (2004). "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 4.
- Tornell Aaron and Andrés Velasco (2000). "Fixed versus Flexible Exchange Rates: Which Provides more Fiscal Discipline?", *Journal of Monetary Economics* 45.
- Tybout James, B. Gauthier, G. B. Navaretti, and Jaime de Melo (1997). "Firm-Level Responses to the CFA Devaluation in Cameroon", *Journal of African Economies*, Vol. 6, No. 1.
- Vuletin Javier Guillermo (2003). "Exchange Rate Regimes and Fiscal Performance: Do Fixed Exchange Rate Regimes Generate More Discipline than Flexible Ones?", North American Winter Meeting of the Econometric Society Working Paper No. 474, 2004.
- Wei Shang-Jin and David C. Parsley (1995). "Purchasing Power Disparity during the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits", NBER WP No. 5032.
- Williamson John (1998). "Crawling Bands or Monitoring Bands: How to Manage Exchange Rates in a World of Capital Mobility", <http://www.iie.com/publications/papers/paper.cfm?ResearchID=319>.
- Williamson John (2006). "A worldwide system of reference rates", Bank of Greece, Working Paper 45.
- Wolf Holger (Oct. 2001). "Exchange Rate Regime Choice and Consequences", <http://www.ifk-cfs.de/papers/Wolf.pdf>.
- Wolf Holger (2004). "Volatility: Definitions and Consequences", in "Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide", Edited by Aizenman J. and Pinto B. (2005), Cambridge University Press.
- Wooldridge J. Michael (2002). "Introductory Econometrics: A Modern Approach", 2<sup>nd</sup> Edition, The MIT Press.
- Wooldridge Jeff (2007). "What's New in Econometrics? Lecture 14. Quantile Methods", NBER Summer Institute, 2007.
- Zietz Joachim, Emily N. Zietz and Stacy G. Sirmans (2007). "Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Springer.

- i Le pacte de stabilité et de croissance de l'Union Européenne qui limite le déficit budgétaire et l'endettement public illustre très bien ces contraintes que le fonctionnement d'un système de change fixe impose aux politiques économiques. Quand l'environnement domestique et international évolue défavorablement, il arrive un moment où « les règles du jeu » doivent être modifiées pour sauver le régime. Les anticipations des agents économiques quant à la crédibilité et donc la pérennité du système combinées aux exigences de la recherche du plein-emploi intérieur deviennent telles que les participants au régime sont contraints à ces modifications. A plusieurs reprises, le pacte a été violé par des pays connaissant des difficultés économiques et, l'Allemagne et la France ont obtenu en 2005 certains aménagements de ses critères.
- ii Friedman y compare différentes options d'ajustement aux modifications issues commerce extérieur et qui génèrent des déséquilibres de la balance des paiements. Il conclut en ces termes: *« des taux de change flexibles semblent clairement la technique d'ajustement la mieux adaptée aux conditions économiques courantes\* ; le recours aux réserves n'est pas en lui-même un instrument utilisable ; les contrôles directs sont inefficaces, et, se révéleront toujours inefficaces dans une société libre ; les modifications des prix et des revenus intérieurs sont indésirables en raison des rigidités des prix intérieurs, tout spécialement des salaires, et de l'installation du plein-emploi - ou de l'indépendance de la politique monétaire intérieure - en position d'objectif essentiel de l'action politique ».*

(\* Par conditions économiques courantes, Friedman entend l'avènement d'une communauté mondiale prospère, pratiquant un commerce multilatéral sans restriction)