HAL open science

# Déséquilibres globaux, taux de change d'équilibre et modélisation stock-flux cohérente

Jamel Saadaoui

**To cite this version:**

Jamel Saadaoui. Déséquilibres globaux, taux de change d'équilibre et modélisation stock-flux cohérente. Econométrie de la finance [q-fin.ST]. Université Paris-Nord - Paris XIII, 2012. Français. NNT : . tel-00758015

**HAL Id: tel-00758015**

**https://theses.hal.science/tel-00758015v1**

Submitted on 27 Nov 2012

**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 Paris XIII
U.F.R. de sciences économiques
École doctorale : Érasme n° 493

Année 2012 |_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|

# Thèse

Pour l'obtention du grade de
Docteur de l'Université Paris XIII
*Discipline : Sciences économiques*

Presentée et soutenue publiquement par

Jamel Saadaoui

le 26 novembre 2012

# Déséquilibres globaux, taux de change d'équilibre et modélisation stock-flux cohérente

Directeur de thèse : Jacques Mazier

Jury :

| | |
|---|---|
| André Cartapanis | *Professeur à l'IEP d'Aix-en-Provence - Rapporteur* |
| Cécile Couharde | *Professeur à l'Université Paris X* |
| Valérie Mignon | *Professeur à l'Université Paris X - Rapporteur* |
| Dominique Plihon | *Professeur à l'Université Paris XIII* |

*L'université Paris 13 n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*

Cette thèse a été préparée au

Centre d'Économie de Paris Nord
CEPN - CNRS
UFR de Sciences Économiques
99, Avenue Jean-Baptiste Clément
93430 Villetaneuse
☎ 01 49 40 32 55
FAX 01 49 40 33 34
✉ cepn@univ-paris13.fr
Site http://www.univ-paris13.fr/CEPN/

*À ma mère et à toute ma famille.*

« Le commerce international cesserait d'être ce qu'il est, c'est-à-dire un expédient désespéré pour préserver l'emploi intérieur des pays en stimulant les ventes et en restreignant les achats au-dehors ; moyen qui, lorsqu'il réussit, ne fait que transférer le problème du chomâge au pays le moins bien placé dans la lutte. »

---

John Maynard Keynes

# Remerciements

En premier lieu, je souhaite remercier grandement Jacques Mazier, mon directeur de thèse, pour son aide et son soutien. Travailler avec lui fut un plaisir tant au niveau intellectuel qu'au niveau humain. Il m'a permis de faire de nombreux progrès sur plusieurs plans.

Je souhaite remercier André Cartapanis, Cécile Couharde, Valérie Mignon et Dominique Plihon d'avoir accepté de faire parti de mon jury de thèse.

Je remercie Cécile Couharde et Dominique Plihon qui furent mes enseignants lors des premières années de mon cursus à l'Université Paris XIII. Leurs enseignements, toujours très intéressants et stimulants, ont contribué à me pousser à entreprendre ce travail de recherche. Je remercie Valérie Mignon qui m'a permis de réaliser un stage au centre d'études prospectives et d'informations internationales, une expérience très intéressante qui m'a permis de prendre un premier contact avec le monde de la recherche, et pour son travail de rapporteur sur ma thèse. Je remercie André Cartapanis pour son travail de rapporteur sur ma thèse.

Je remercie le CEPN, l'école doctorale Erasme et l'université Paris XIII d'avoir mis à ma disposition des moyens logistiques et financiers qui m'ont permis de réaliser cette thèse dans de très bonnes conditions.

À présent, je souhaite remercier tous ceux qui ont participé de près ou de loin à la réalisation de ce travail, au premier rang desquels figurent Vincent Duwicquet, Antonia López-Villavicencio et Sebastian Valdecantos. Leurs contributions, remarques et commentaires furent toujours pertinents et ont permis d'améliorer grandement la qualité de ce travail. Je salue tous mes collègues de

l'U.F.R. de sciences économiques de l'université Paris XIII et plus spécialement Hazar Ben Barka, Emmanuel Carré, Kawtar Dkhissi, Florence Gallois, Idir Hafrad, Yokota Hiroki, Sy Hoa Ho, Dany Lang, Christopher Lantenois, Léonard Moulin, Khalil Nattahi, Myoung-Keun On, Francisco Serranito, Rémy Stieglitz, Anna Su et Zineb Tensaout.

Je remercie les enseignants avec lesquels j'ai travaillé dans le cadre de mes fonctions d'allocataire-moniteur puis d'attaché temporaire d'enseignement et de recherche à l'université Paris XIII : Angel Asensio, Claude Chambon, Delphine David, Khaled El Dika et Riccardo Magnani.

Je remercie les membres de l'équipe administrative du CEPN, de l'U.F.R. de sciences économiques et de l'école doctorale Erasme : Sandrine Caron, Chantale Darin, Abdoul Diallo, Carole Iacopinelli, Corrine Marchand, Frédéric Martin et Josiane Pencolé.

Je remercie tout particulièrement Denis Bitouzé, un véritable LaTeXpert, pour la formation LaTeX qu'il m'a dispensé dans le cadre des activités de l'école doctorale Erasme. Je remercie également Francis Smyth-Rongeat pour ses relectures attentives.

Pour finir, je remercie ma mère, Malika Saadaoui, sans laquelle je n'aurai surement pas pu entreprendre ce travail.

# Table des matières

**Table des matières** **xi**

**Liste des tableaux** **xiii**

**Table des figures** **xv**

**Introduction Générale** **1**

**1 Mésalignements internationaux et intra-Européens** **13**

1.1 Arrière-plan théorique et méthodologique . . . . . 15

1.2 Modélisation macroéconomique . . . . . 19

1.3 Équilibre interne et externe à moyen terme . . . . . 28

1.4 Taux de change d'équilibre et mésalignements . . . . . 36

1.5 Conclusion . . . . . 47

**2 Dimension temporelle et taux de change d'équilibre** **51**

2.1 Temporalité dans les mesures FEER et BEER . . . . . 54

2.2 Liens temporels entre FEER et BEER . . . . . 58

2.3 Comparaisons entre FEER et BEER . . . . . 61

2.4 Conclusion . . . . . 76

**3 Dynamique du taux de change et valeur fondamentale 79**
3.1 Tests de racine unitaire . . . . . 81
3.2 Relation de long terme entre TCER et FEER . . . . . 82
3.3 Estimation de la relation de long terme . . . . . 84
3.4 Dépendances inter-individuelles . . . . . 87
3.5 Implications des résultats . . . . . 93
3.6 Conclusion . . . . . 94

**4 Déséquilibres globaux et ouverture financière 95**
4.1 Explications des déséquilibres globaux . . . . . 96
4.2 Résultats empiriques . . . . . 99
4.3 Contributions aux comptes courants de moyen terme . . . . . 106
4.4 Conclusion . . . . . 116

**5 Mésalignements et fédéralisme budgétaire 117**
5.1 Mésalignements intra-européens et transferts implicites . . . . . 119
5.2 Modélisation SFC avec budget fédéral et euro-obligations . . . . . 143
5.3 Ajustements en union monétaire et coefficients de stabilisation . . . 156
5.4 Conclusion . . . . . 161

**6 Déséquilibres globaux et financiarisation 163**
6.1 Flux financiers bruts : observations empiriques . . . . . 164
6.2 Modélisation SFC à deux pays avec financiarisation . . . . . 171
6.3 Simulations numériques . . . . . 185
6.4 Conclusions et perspectives . . . . . 192

**Conclusion Générale 195**

**Bibliographie 201**

**Annexes 213**

# Liste des tableaux


1.1 Structure des modèles . . . . . 24
1.2 Déterminants des balances courantes pour les pays développés . . . 30
1.3 Déterminants des balances courantes pour les pays émergents . . . . 31
1.4 Mésalignements de change pour les principales économies . . . . . 37
1.5 Comparaison avec Cline . . . . . 41
1.6 Mésalignements de change des pays européens ($rc$) . . . . . 44
1.7 Mésalignements de change des pays européens ($e$) . . . . . 46

2.1 Relation de long terme entre FEERs et BEERs . . . . . 61
2.2 Comparaison FEER-BEER . . . . . 62

3.1 Tests de racine unitaires en panel . . . . . 82
3.2 Tests de cointégration en panel . . . . . 83
3.3 Tests de cointégration en panel . . . . . 84
3.4 Relation de long terme entre TCER et FEER . . . . . 85
3.5 Relation de long terme entre TCER et FEER (pays émergents) . . 85
3.6 Relation de long terme entre FEER et TCER . . . . . 86
3.7 Relation de long terme entre FEER et TCER (pays émergents) . . 86
3.8 Test d'indépendance inter-individuelles . . . . . 88
3.9 Ordre d'intégration des variables . . . . . 88

3.10 Cointégration des variables . . . . . 89
3.11 Relation de long terme entre TCER et FEER . . . . . 91
3.12 Relation de long terme entre TCER et FEER (pays émergents) . . 91
3.13 Relation de long terme entre FEER et TCER . . . . . 92
3.14 Relation de long terme entre FEER et TCER (pays émergents) . . 92

4.1 Déterminants des balances courantes pour les pays développés . . . 102
4.2 Tests de racine unitaire (pays industrialisés) . . . . . 103
4.3 Déterminants des balances courantes pour les pays émergents . . . . 104
4.4 Tests de racine unitaire (pays émergents) . . . . . 104
4.5 Contributions à la balance courante sur la période 1980-1983 . . . . 110
4.6 Contributions à la balance courante sur la période 1984-1987 . . . . 111
4.7 Contributions à la balance courante sur la période 1988-1991 . . . . 112
4.8 Contributions à la balance courante sur la période 1992-1995 . . . . 113
4.9 Contributions à la balance courante sur la période 1996-1999 . . . . 114
4.10 Contributions à la balance courante sur la période 2000-2003 . . . . 115

5.1 Mésalignement en termes effectifs réels (en %) . . . . . 121
5.2 Comparaison avec Cline et Williamson pour 2011 (en %) . . . . . 124
5.3 Comparaison avec Coudert *et al.* pour 2010 (en %) . . . . . 125
5.4 Tests de racine unitaire en panel pour les mésalignements . . . . . 128
5.5 Intégration des mésalignements . . . . . 128
5.6 Tests de cointégration en panel . . . . . 129
5.7 Cointégration entre TCERs et FEERs . . . . . 129
5.8 Transferts implicites pour un mésalignement de 10% . . . . . 136
5.9 Transferts associés au mécanisme d'assurance budgétaire . . . . . 141
5.10 Matrice des stocks . . . . . 142
5.11 Coefficients de stabilisation . . . . . 158

6.1 Opérations financières de la France en 2007 . . . . . 167
6.2 Compte de patrimoine de la France en 2007 . . . . . 167
6.3 Matrice des stocks . . . . . 170
6.4 Bilan d'une banque commerciale américaine . . . . . 177

# Table des figures


1.1 Balances courantes d'équilibre (pays industrialisés) . . . . . 32
1.2 Balances courantes d'équilibre (pays européens) . . . . . 34
1.3 Taux de change observé et d'équilibre effectif réel . . . . . 38
1.4 Taux de change observé et d'équilibre bilatéral . . . . . 39
1.5 Taux de change effectif nominal et réel . . . . . 42

2.1 Mésalignements FEER et BEER en % . . . . . 64
2.1 Mésalignements FEER et BEER en % (suite) . . . . . 65
2.1 Mésalignements FEER et BEER en % (suite et fin) . . . . . 66
2.2 Balance courante et taux de change réel effectif . . . . . 67
2.2 Balance courante et taux de change réel effectif (suite) . . . . . 68
2.2 Balance courante et taux de change réel effectif (suite et fin) . . . . 69
2.3 Corrélation CUR/REER contre corrélation FEER/BEER . . . . . 70
2.4 Compétitivité prix à l'export et TCER . . . . . 71
2.5 Balance courante et position extérieure nette . . . . . 73
2.5 Balance courante et position extérieure nette (suite) . . . . . 74
2.5 Balance courante et position extérieure nette (suite et fin) . . . . . 75
2.6 Corrélation CUR/NFA contre corrélation FEER/BEER . . . . . 77

4.1 Balances courantes en % du PIB mondial . . . . . 97

5.1 Déséquilibres courants en % du PIB de la zone euro . . . . . 120
5.2 Taux de change effectifs réels relatifs à la zone euro . . . . . 122
5.3 Transferts implicites en pourcentage du PIB . . . . . 138
5.4 Effet d'une surévaluation sur le PIB du pays $S$ . . . . . 159
5.5 Dette publique nationale en % du PIB . . . . . 160

6.1 Position extérieure nette et brute . . . . . 168
6.1 Position extérieure nette et brute (suite et fin) . . . . . 169
6.2 Perte de compétitivité aux É-U (sans financiarisation) . . . . . 186
6.3 Hausse des dépenses publiques aux É-U (sans financiarisation) . . . 187
6.4 Perte de compétitivité aux É-U (avec financiarisation) . . . . . 188
6.5 Hausse des dépenses publiques aux É-U (avec financiarisation) . . . 189
6.6 Évolution des taux d'intérêts sur les obligations bancaires . . . . . 191

# Introduction Générale

Depuis le milieu des années 1990, les déséquilibres financiers internationaux se sont considérablement accrus. En effet, les déséquilibres des balances courantes atteignent 2% du PIB mondial en valeur absolue en 2007 avant le déclenchement de la crise financière alors qu'ils n'étaient égaux qu'à 0,5% du PIB mondial en 1994 [1].

Les principaux contributeurs de ces déséquilibres sont : du côté des déficits, les États-Unis avec un déficit courant de 1,62% du PIB mondial en 2006 et 1,28 % en 2007 alors que le déficit courant américain ne représentait que 0,45% du PIB mondial en 1994 ; du côté des excédents, les pays exportateurs de pétrole [2] et la Chine et les pays d'Asie du Sud-Est [3] ont eu un excédent commun de près 1,67% du PIB mondial en 2006 et 2007 alors que ces pays pris dans leur ensemble avaient une balance courante proche de zéro en 1994.

Un autre acteur majeur de ces déséquilibres est l'Union européenne. Cela peut paraitre surprenant car l'Union européenne pris dans son ensemble n'a pas connu de déséquilibres courants majeurs depuis le milieu des années 1990. Mais au-delà du fait qu'une analyse simple des balances courantes ne prend pas entièrement en compte le rôle joué par l'Europe sur les marchés financiers internationaux, cette situation masque un grande hétérogénéité au sein de l'Union européenne.

1. Source : perspectives de l'économie mondiale, FMI, avril 2012.
2. Russie, Arabie Saoudite, Iran, Norvège, Émirats arabes unis, Koweït, Algérie, Venezuela, Nigeria
3. Corée du Sud, Taïwan, Hong Kong, Singapour, Indonésie, Malaisie, Thaïlande, Philippines, Vietnam.

En effet, si on considère l'Union européenne sans l'Allemagne, on s'aperçoit que cet ensemble, qui était excédentaire en 1994 avec un excédent de 0,14% du PIB mondial, a une balance courante déficitaire qui représente 0,44% du PIB mondial en 2006 et 0,57% en 2007. Ce qui en fait le deuxième contributeur aux déficits à l'échelle internationale derrière les États-Unis. Parallèlement, cela montre à quel point les excédents allemands ont été impressionnants à partir de la deuxième partie des années 2000. Ils ont représenté 0,45% du PIB mondial en 2007 alors que l'Allemagne était en déficit en 1994 (0,11% du PIB mondial) à la suite de la réunification.

Un dernier acteur majeur de ces déséquilibres est le Japon qui a eu des excédents courants assez stables depuis le milieu des années 1990 avec un excédent courant de 0,49% du PIB mondial en 1994 et de 0,38% en 2007. Ces excédents courants se sont réduits pour deux raisons : l'une plus conjoncturelle, à la suite de crise asiatique de 1997-98, on observe une réduction des excédents en raison du ralentissement économique de la région, et l'autre plus structurelle, le Japon est marquée par vieillissement marqué de sa population, une part plus grande de population dépendante dans la population totale réduit l'épargne nationale.

Après avoir présenté les principaux acteurs des déséquilibres mondiaux, nous allons nous pencher sur les raisons qui peuvent pousser un pays à réduire un déséquilibre courant.

Selon Blanchard et Milesi-Ferretti 2012, il est possible de distinguer les « bonnes raisons » et les « mauvaises raisons » qui génèrent des déséquilibres courants. Commençons avec les déficits courants, ils peuvent être provoqués par des mauvaises raisons : une réglementation financière défaillante peut encourager des bulles financières ou immobilières ou une politique budgétaire inadaptée qui réduit l'épargne nationale. En général, la réduction de ces distorsions domestiques conduit à réduire les déficits courants. Mais les déficits courants peuvent être provoqués par de bonnes raisons : des prix à l'exportation temporairement bas ou des bonnes perspectives de croissance peuvent conduire une réduction de l'épargne nationale ; ou une productivité marginale du capital forte peut conduire à une augmentation de l'investissement national. Mais même si ce sont de bonnes raisons, les déficits courants peuvent être dangereux surtout en cas de changement brutal des anticipations et de fuite des capitaux qui peuvent déclencher des processus d'ajustements

très douloureux.

Les excédents ne souffrent pas des mêmes symptômes que les déficits mais peuvent être provoqués par de « bonnes » ou de « mauvaises » raisons. Les excédents peuvent être provoqués par de mauvaises raisons : un système d'assurance sociale peu développé qui augmente l'épargne nationale ; une intermédiation financière insuffisante qui réduit l'investissement national. Ces distorsions domestiques sont souvent accompagnées d'un taux de change déprécié. En général, la réduction de ces distorsions domestiques conduisent à réduire les excédents courants. Les excédents peuvent être provoqués par de bonnes raisons : par exemple, une augmentation du vieillissement de la population qui accroit son épargne de précaution ou des opportunités d'investissement domestiques limitées. Il est notable que les pays excédentaires ne sont pas soumis au changement d'humeur des investisseurs.

Pour résumer, il peut y avoir des « bonnes » ou des « mauvaises raisons » qui provoquent, du point de vue domestique, des déséquilibres courants. Lorsqu'elles sont mauvaises, un pays a clairement intérêt à les éliminer.

Les arguments précédents ne prennent pas en compte les risques systémiques que posent les déséquilibres courants.

Premièrement, la persistance de déficits courants importants augmente le risque d'« arrêt brutal » des entrées de capitaux et l'histoire a montré que ces épisodes conduisent souvent à des perturbations financières de grande ampleur. Des déficits courants importants et persistants (particulièrement dans les pays qui ont un poids économique important et/ou des liens financiers intenses avec l'étranger) augmentent le risque systémique.

En conséquence, la surveillance de ce type de déséquilibre doit être axée sur un certain nombre d'indicateurs autres que la balance courante comme les flux financiers en termes bruts. Les effets globaux des déséquilibres dépendent non seulement des flux mais également des stocks d'actifs, du niveau et de la composition des actifs et passifs étrangers, de la distribution de l'exposition extérieure entre secteur, et de la taille du pays.

Deuxièmement, une stratégie de croissance tirée par les exportations (qui est une politique combinant un taux de change déprécié et une demande domestique comprimée à travers un haut niveau d'épargne et/ou un faible niveau d'investissement) est formellement équivalente à une combinaison de taxes à l'importation

associées à des subventions à l'exportation. La seconde combinaison est illégale selon les règles actuelles de l'organisation mondiale du commerce (OMC). Qu'en est-il de la première ?

Tant que les pays sont de taille relativement limitée, ce type de politique ne pose pas de problèmes majeurs au niveau mondial mais ce n'est plus le cas. Même si ce type de stratégie permet à des économies en phase de rattrapage de croître plus rapidement, cela se produit au détriment des autres. Concrètement, en termes de surveillance multilatérale, identifier ce type de stratégie peut s'avérer difficile mais ignorer le problème serait difficile politiquement.

Troisièmement, puisque une partie du monde est enlisée dans une trappe à liquidité, un excédent courant plus important dans un pays donné réduit la demande et la production dans les autres pays et ainsi il sera affecté négativement. Lorsque les pays sont dans une trappe à liquidité, comme cela est possiblement le cas dans plusieurs économies avancées, le taux d'intérêt ne peut baisser si l'épargne globale désirée augmente. Dans ce cas, des excédents courants dans certains pays peuvent conduire à une faible demande agrégée et à affaiblir la production dans d'autres pays. En principe, ces pays pourraient utiliser la politique budgétaire pour soutenir la demande domestique mais les marges de manœuvres sont extrêmement étroites. Ainsi une diminution des excédents courants au sein des pays en surplus, à travers une combinaison d'une appréciation du taux de change et d'une demande domestique plus forte, peut conduire à un niveau de production plus élevé au sein des pays en déficit courant (Blanchard et Milesi-Ferretti 2012).

Certains auteurs doutent du rôle joué par les déséquilibres courantes (mesurés en termes nets) dans l'accident systémique de 2008-2009, et mettent avant le fait que ce sont les flux bruts de capitaux qui ont joué un rôle prépondérant dans l'accroissement des tensions financières qui ont mené à la crise. L'Europe a enregistré des soldes courants proches de zéro lors des années 2000 alors que les liens financiers en termes de financement avec les États-Unis ont été très intenses (Cartapanis 2011). Nous souscrivons à ces arguments [4] néanmoins il semble peu probable que sans la mise en place d'une coordination des politiques monétaires et macro-économiques, on assiste à une reprise mondiale durable. Si la crise a des origines macro-économiques qui peuvent être remises en cause, la sortie de crise

4. Nous abordons cette question dans le chapitre 6

devra s'appuyer sur une coordination des ajustements des balances courantes qui sera progressive et graduelle. Comme nous l'avons mentionné plus haut, les pays industrialisés sont piégés dans une trappe à liquidité avec une croissance nulle. La persistance des surplus courants, au sein des pays émergents qui refusent de s'ajuster, pourrait faire peser de grands risques sur la reprise mondiale.

Les points précédents montrent que les déséquilibres globaux constituent une menace pour la stabilité macro-économique et macro-financière internationale. Se pose, à présent, la question des mécanismes d'ajustement et de coordination à mettre en place au niveau international pour réduire ces déséquilibres.

Williamson 2012 souligne le fait que dans l'état actuel des choses les incitations à l'ajustement sont asymétriques. En effet, les pays déficitaires sont fortement incités à mettre en place des politiques d'ajustement en raison du fait qu'ils font appel à des financements extérieur. Cette position inconfortable les pousse, bien souvent, à accepter des plans d'ajustement très douloureux en échange d'aides financières. À contrario, la participation des pays en excédent à l'ajustement est basée sur leurs bonnes volontés en raison du fait qu'ils ne font pas appel à des financements extérieurs. On peut se poser la question de l'efficacité d'un tel ajustement asymétrique.

Historiquement, la réticence des pays en excédent à mettre en place des mécanismes d'ajustement symétrique entre pays en déficit et pays en excédent n'est pas nouvelle. Après-guerre, les États-Unis (qui était le pays en surplus à l'époque) ont refusé de mettre en place le plan Keynes qui envisageait de faire payer des intérêts aux pays excédentaires qui accumulaient des réserves de bancor [5] trop importantes. En 1972, lors de négociations sur la réforme du système monétaire international, la délégation américaine menée par Paul Volcker proposa un indicateur de réserves de change. Si un pays dépassait un certain niveau (ou passait en dessous d'un certain niveau), il aurait été alors obligé d'ajuster son excédent (ou son déficit). Un des mécanismes proposé à l'époque pour les pays en excédent était la réévaluation de la monnaie. Le grand pays en excédents de l'époque, l'Allemagne, pesa de tout son poids avec ses partenaires européens pour rejeter le plan Volcker. Ce plan

5. Selon le plan Keynes, les pays aurait eu le droit de payer leurs dettes avec une monnaie synthétique appelée le bancor qui aurait circulé entre banques centrales. Ils aurait reçu une dotation initiale leurs donnant le droit de dépenser un montant plafonné de bancor.

avait l'inconvénient d'être assez asymétrique car on peut douter du fait que ce plan aurait affecté les pays déficitaires.

L'un des principaux défaut des propositions des règles internationales d'ajustement est leur caractère asymétrique. Les propositions les plus récentes mettent l'accent sur les ajustements des pays excédentaires. Goldstein 2010 propose d'utiliser le FMI pour obliger les pays excédentaires à s'ajuster. Les pays qui ont des excédents persistants recevraient la visite d'une mission du FMI qui aurait pour but de déterminer si le taux de change est sous-évalué, et les cas les plus graves pourrait faire l'objet de poursuite à l'OMC puisque, comme on l'a mentionné précédemment, une sous-évaluation de la monnaie équivaut à des taxes à l'importation associées à des subventions à l'exportation. Le cas échéant des mesures de rétorsion pourraient être prises comme l'autorise l'OMC. Cette proposition est asymétrique mais pourrait être modifiée pour le cas des pays déficitaires.

Une proposition proche a été avancée par Mattoo et Subramanian 2008, les pays pourraient déclencher des procédures pour concurrence déloyale (via une sous-évaluation de la monnaie) à l'OMC. Cette institution chercherait à établir si la monnaie est systématiquement sous-évaluée grâce au FMI mais contrairement à la proposition de Goldstein, ce serait l'OMC qui serait en charge de sanctionner des pays contrevenants.

Plus récemment, Bergsten 2010 propose, plutôt que d'avoir des règles énoncées par des organisations internationales, de laisser les pays intervenir sur le marché des changes mais avec le droit pour le pays lésé de faire appel au FMI. On peut considérer que ces contre-interventions sur le marché des changes sont un substitut aux mesures de rétorsion de la proposition de Goldstein. Mais encore une fois cette proposition est asymétrique.

Une proposition assez intéressante a été avancée par Timothy Geithner, secrétaire au Trésor des États-Unis, lors de la réunion des ministres des Finances des pays du G20 en novembre 2010, faisant écho aux propositions des membres du G20 et soutenue par Gang Yi, sous-gouverneur de la Banque populaire de Chine : les membres du G20 devraient s'engager à ne pas avoir de déséquilibres courants supérieurs à 4 % du PIB. Cette proposition a le mérite de contenir des objectifs de politique économique pour les pays déficitaires et, donc, une certaine symétrie.

L'objet de cette thèse sera d'analyser les implications de la montée des dés-

équilibres mondiaux observés depuis le milieu des années 1990. En associant deux approches complémentaires, les taux de change d'équilibre et les modèles stock-flux cohérents, nous pourrons analyser les ajustements en termes de taux de change, de balance courante et de niveau d'activité.

Ces deux approches peuvent être considérées comme complémentaires. Dans l'approche des taux de change d'équilibre, et plus particulièrement dans l'approche FEER[6] introduite par Williamson 1994, on calcule les variations de change nécessaires pour atteindre une balance courante soutenable à moyen terme, tout en étant sur le sentier de croissance potentiel, pour tous les partenaires commerciaux. Avec la modélisation stock-flux (SFC) introduite par Godley et Lavoie 2007b, nous analysons le même phénomène d'un point de vue différent puisque nous partons d'une situation de déséquilibres courants et nous analysons les ajustements en termes de dynamique du taux de change et des niveaux d'activité.

Le ***premier chapitre*** sera consacré à l'étude des mésalignements de change aux niveaux international et intra-européen. Un mésalignement de change se définit comme l'écart entre le taux de change observé et le taux de change d'équilibre. L'objectif de ce chapitre est de déterminer dans quelle mesure les déséquilibres courants internationaux et intra-européens se reflètent dans des mésalignements de change. Dans ce chapitre, le taux de change d'équilibre est estimé à l'aide d'une approche FEER qui se définit comme le niveau de taux de change compatible avec les équilibres internes et externes de tous les partenaires commerciaux. L'équilibre externe correspond à une balance courante soutenable à moyen terme (que l'on estime à l'aide de données de panel avec des variables structurelles telles que la position extérieure nette ou les ratios de population dépendante sur la population totale) et l'équilibre interne correspond au produit de pleine capacité (qui est estimé à l'aide de fonctions de production ou de filtres statistiques). En pratique, les FEERs sont obtenus à l'aide d'un modèle de commerce usuel dont la spécification s'inspire des grands modèle multinationaux du commerce mondial (OCDE, NIESR).

Notre approche prend en compte le problème de surdétermination. Dans un monde à $n$ monnaies, il y a $n-1$ taux de change bilatéraux indépendants pour

6. Taux de change d'équilibre fondamental, « Fundamental Equilibrium Exchange Rate » en anglais.

atteindre $n$ cibles de balances courantes. Nous avons donc $n$ équations (cibles de balances courantes) pour $n-1$ inconnues (taux de change bilatéraux). Le système étant surdéterminé, dans ce type de modèle, il existe plusieurs solutions possibles. Pour remédier à ce problème, nous nous inspirons de la méthode MIMS [7] introduite par Cline 2008 qui consiste à retirer la cible de balance courante de chaque pays, successivement, et de retenir comme estimation de taux de change d'équilibre, la moyenne des résolutions où la cible du pays est incluse.

Nos résultats montrent que le dollar a été surévalué fortement et que le yuan a été largement sous-évalué lors de la deuxième partie des années 2000. Ces mésalignements se réduisent après la crise en raison du ralentissement économique sans réajustement de taux de change ou de refonte du système monétaire international. An niveau européen, l'euro est proche de sa parité d'équilibre lors de la deuxième partie des années 2000 mais ce résultat masque un grande hétérogénéité au sein de la zone euro avec des pays d'Europe du Sud de plus en plus surévalués et des pays d'Europe du Nord de plus en plus sous-évalué. Cette situation perdure même après le déclenchement de la crise financière en 2008.

Le ***second chapitre*** portera sur l'étude de la dimension temporelle dans les principales approches des taux de change d'équilibre, à savoir, l'approche FEER (décrite ci-dessus) et l'approche BEER [8]. L'approche BEER introduite par Clark et MacDonald 1998 est une approche économétrique qui consiste à décrire la dynamique du taux de change réel avec certaines variables telles que la position extérieure nette, la productivité relative et les termes de l'échange. Une relation de long terme entre le taux de change réel et ses déterminants est estimée à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. Le taux de change d'équilibre est obtenu en faisant le produit des variables explicatives et du vecteur de cointégration. Le mésalignement de change est égal à la différence entre le taux de change observé et le taux de d'équilibre.

Pour étudier la dimension temporelle, nous testons empiriquement un cadre théorique introduit par Driver et Westaway 2004 qui énonce que, pour chaque horizon temporel, il existe un taux de change d'équilibre qui lui est associé. Ces

7. Méthode d'inversion des matrices symétriques, « Symmetric Matrix Inversion Method » en anglais.

8. Taux de change d'équilibre comportemental, « Behavioral Equilibrium Exchange Rate » en anglais.

différentes mesures de taux de change d'équilibre peuvent ne pas être égales. Le FEER peut être considéré comme un taux de change d'équilibre de moyen terme où la balance courante est stabilisée mais pas nécessairement égale à zéro, il représente un équilibre de flux. Le BEER peut être considéré comme un taux de change d'équilibre de long terme où la position extérieur nette en pourcentage du PIB est stabilisée donc la balance courante est égale à zéro, il représente un équilibre stock-flux. Il existe une relation de cointégration entre l'équilibre de flux (le FEER) et l'équilibre stock-flux (le BEER) compatible avec une éventuelle convergence vers de l'équilibre de flux vers l'équilibre stock-flux.

Dans un contexte de tensions internationales autour des déséquilibres internationaux, plusieurs pays ont été accusés de maintenir à un niveau artificiellement bas leur taux de change pour dynamiser leur commerce extérieur. Des mesures de rétorsions ont été envisagées, sérieusement, par plusieurs pays (comme nous l'avons vu plus haut). Dès lors se pose la question de l'estimation du taux de change d'équilibre. Le FMI utilise trois approches (équilibre macro-économique, soutenabilité externe et taux de change réel d'équilibre (Lee et al. 2008)). Les deux premières s'apparentent à l'approche FEER et la troisième s'apparente à l'approche BEER. Nous mettons en évidence une relation de long terme entre les deux mesures mais cette relation de long terme n'exclut pas l'apparition de divergence de court terme entre les deux mesures. Le fait que ces deux mesures peuvent diverger reflète des facteurs structurels tels que la formation des prix internationaux et ses effets sur la balance courante et/ou les effets de valorisation et leurs effets sur la position extérieure nette. Ce point est important si ces deux approches sont utilisées pour des décisions de politique économiques, telles que des mesures de rétorsion pour lutter dans la « guerre des monnaies ».

Le ***troisième chapitre*** étudiera si le taux de change d'équilibre fondamental affecte la dynamique du taux de change. Cette question semble être centrale car l'un des principal reproche qui est fait à l'approche FEER est que ce taux de change fondamental n'a rien de « fondamental » dans la mesure où il serait relié ni a court terme, ni à long terme au taux de change réels observés. Par conséquent, pour quelles raisons devrait-on intervenir sur les marchés pour réajuster les taux de change vers des zones cibles basées sur ces taux fondamentaux, s'interroge Zhou 1993. De plus, on pourrait s'interroger sur le rôle de ces taux dans la perspective

d'un rééquilibrage global des balances courantes puisque de nombreux observateurs ont proposé de réaligner les taux de change (en se basant sur les taux de change d'équilibre fondamentaux) pour prévenir le retour de grands déséquilibres à moyen et long terme.

Nous apportons des preuves empiriques robustes (au type de pays, au type de relation causale, au type d'estimateur en panel non-stationnaire et à la présence de dépendances inter-individuelles) que le taux de change d'équilibre fondamental est reliée à long terme au taux de change réel observé. Le taux de change d'équilibre fondamental affecte la dynamique du taux de change à long terme. Deux types de relations causales sont testées pouvant refléter des évolutions conjoncturelles et des évolutions structurelles de la compétitivité d'un point de vue macro-économique. Par conséquent, l'approche des taux de change d'équilibre fondamental peut être mobilisée, en complémentarité avec d'autres approches de taux de change d'équilibre, par les responsables de la politique économique au niveau mondial afin de prévenir le retour de grands déséquilibres.

Le ***quatrième chapitre*** analysera empiriquement l'impact de l'ouverture du compte financier sur les déséquilibre mondiaux. Parmi les explications des déséquilibres mondiaux, on retrouve l'approche épargne-investissement, l'approche inter-temporelle, l'hypothèse d'encombrement de l'épargne mondiale et la thèse du Bretton-Woods II. Dans l'approche épargne-investissement, on montre, en se basant sur les identités de comptabilité nationale que les déséquilibres courants sont des déséquilibres des taux d'épargne domestiques et des taux d'investissement domestiques, ces déséquilibres ont pu être accentués par l'ouverture financière (ouverture du compte financier). Dans l'approche inter-temporelle, les individus lissent leurs consommations en fonction de la valeur actualisée du produit national et leur richesse nette anticipée. Cette explication auraient pu être plus attractive si les déficits américains des années 2000 avait été le fruit d'un investissement soutenu plutôt que d'une forte consommation. Les entrées de capitaux aux États-Unis sur cette période ne semblent pas avoir été motivées par le profit. L'hypothèse d'encombrement de l'épargne mondiale de Bernanke 2005 et Clarida 2005 nous explique que le sous-développement financier des pays d'Asie de l'Est et des pays pétroliers explique la montée des déséquilibres lors des années 2000. La solution est de développé le système financier des pays émergents qui ont un

excès d'épargne afin de réduire les flux financiers vers les pays dotés de meilleurs systèmes financiers. Cette thèse a le désavantage d'être totalement asymétrique puisqu'elle exonère les États-Unis de toute responsabilité. La thèse du Bretton-Woods II introduite par Dooley, Folkerts-Landau et Garber 2003, 2007 soutient que le financement du déficit américain est une sorte de dîme pour continuer à avoir accès aux marchés américains payés par les pays de la périphérie qui maintiennent un ancrage sur le dollar américain.

Nous estimerons l'impact de l'ouverture financière relative sur les déséquilibres mondiaux en utilisant une mesure *de jure* de l'ouverture financière (l'indice de Chinn et Ito 2002) et une mesure *de facto* de l'ouverture financière (la position extérieure brute mesurée comme la somme des passifs et actifs extérieurs). Le principal résultat est que l'ouverture financière relative (mesurée relativement à la moyenne mondiale) a joué une rôle significatif dans l'évolution des balances courantes. En augmentant les opportunités d'investissements à l'étranger, l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les balances courantes de moyen terme des pays industrialisés. Inversement, l'ouverture financière relative a eu un impact négatif sur les déséquilibres courants de moyen terme des pays émergents.

Le ***cinquième chapitre*** mettra l'accent sur les mésalignements de change intra-européens et posera la question des ajustements en union monétaire. À la suite de l'unification monétaire, les pays européens ont été privés du taux de change comme mécanisme d'ajustement. Ce mécanisme du taux de change avait joué, historiquement, un rôle très important en Europe. Confrontés à la crise, la zone euro tente de trouver des mécanismes alternatifs pour réduire les dettes extérieures et publiques des pays surévalués d'Europe du Sud. La flexibilité des prix et des salaires permet un ajustement lent et partiel et semble mieux marché pour les pays très ouverts sur l'extérieur, ce qui n'est pas le cas des pays d'Europe du Sud. Un mécanisme alternatif puissant pourrait être un budget fédéral conséquent qui a des propriétés de stabilisation importants comme le montre le cas du budget fédéral aux États-Unis (Italianer et Pisani-Ferry 1992).

Après avoir comparé les estimations de mésalignements de change des pays européens, nous montrerons que ces mésalignements intra-zone sont équivalents à des transferts implicites des pays d'Europe du Sud vers les pays d'Europe du Nord. Nous donnerons une évaluation empirique de ces transferts que nous comparerons

au mécanisme d'assurance budgétaire proposé par la commission européenne au début des années 1990. Nous utiliserons un modèle stock-flux cohérent d'une union monétaire à deux pays dans la lignée de Godley et Lavoie 2007b et Duwicquet et Mazier 2010 pour évaluer les coefficients de stabilisation d'un budget fédéral plus ou moins important et de l'introduction d'euro-obligations pour financer des projets d'investissement européens.

Le ***dernier chapitre*** visera à modéliser les flux bruts de capitaux via un modèle stock-flux cohérent à deux pays. Depuis la fin des années 1980, on assiste a un gonflement de la sphère financière par rapport à l'économie réelle. Ce gonflement se retrouve dans les chiffres de la comptabilité nationale ainsi que dans les actifs et passifs en termes bruts détenus à l'étranger.

On a vu plus haut que les flux bruts de capitaux pourraient avoir un impact important sur la dynamique d'ajustement des balances courantes et sur le risque systémique notamment pour les pays de grande taille et/ou étant fortement impliqués dans les transactions financières internationales (Blanchard et Milesi-Ferretti 2012). Nous utiliserons un modèle stock-flux cohérent à la Godley et Lavoie 2007b avec un comportement de portefeuille des banques plus détaillé que dans la plupart des modèles précédents et une description en termes bruts de leurs bilans et de leurs transactions financières.

# CHAPITRE 1

## Mésalignements de change internationaux et intra-Européens : une approche FEER

Depuis le milieu des années 1990, les déséquilibres internationaux des balances courantes se sont accrus fortement et se sont réduits partiellement depuis 2007 [1]. Ces déséquilibres reflètent des différences marquées en termes de taux de croissance, de taux d'épargne, de taux d'investissement et de mésalignements de change. Les mésalignements ont été étudiés en détail dans la littérature en utilisant, principalement, deux approches : le taux de change d'équilibre comportemental (BEER [2]) et le taux de change d'équilibre fondamental (FEER [3]). Elles concluent, généralement, que le dollar était surévalué et que l'euro était sous-évalué lors de la première partie des années 2000. Alors que ces mésalignements ont été graduellement réduits, le yuan reste sous-évalué lors de la deuxième partie des années 1990.

Cependant les déséquilibres et les mésalignements concernent également les unions monétaires tel que la zone euro, où les déséquilibres intra-zones ont augmenté depuis le début des années 2000. En fait, alors que la balance courante de

1. Ce chapitre est basé sur Jeong, Mazier et Saadaoui 2010a, 2010b.
2. « Behavioural Equilibrium Exchange Rate » en anglais.
3. « Fundamental Equilibrium Exchange Rate » en anglais

la zone euro est restée proche de son équilibre, les excédents allemands contrastent avec les déficits croissants de la France, de l'Italie et de l'Espagne.

Le but du présent chapitre est d'examiner dans quelle mesure les déséquilibres intra-européens reflètent des mésalignements de taux de change spécifiques à chaque membre de la zone euro. Par conséquent l'analyse ne peut se réduire à de simples estimations de mésalignements de l'euro mais doit également porter sur les mésalignements de chaque « euro national ».

Pour réaliser ces estimations, nous utilisons une approche FEER. Le FEER est défini comme le niveau du taux de change qui permet d'atteindre simultanément l'équilibre externe et l'équilibre interne (Williamson 1983). L'équilibre interne est défini comme la pleine utilisation du potentiel productif d'un pays sans induire de pressions inflationnistes. L'équilibre externe correspond à une balance courante soutenable à moyen terme.

Dans un premier temps, en utilisant un modèle du commerce mondial, les FEERs sont estimés pour les principales devises (le dollar, l'euro, le yen, le yuan et la livre sterling). Dans un second temps, les FEERs peuvent être estimés pour chaque pays de la zone euro, en utilisant des modèles nationaux simplifiés et en reliant l'estimation de chaque FEER national avec les résultats du modèle multinational pour obtenir le mésalignement bilatéral pour chaque « euro national ».

Nos résultats confirment que les mésalignements de taux de change ont été réduits depuis le milieu des années 2000, à l'exception du yuan qui reste sous-évalué. Néanmoins, les mésalignements semblent être plus importants pour chaque membre de la zone euro considéré individuellement que pour la zone euro dans son ensemble. En particulier, la sous-évaluation de l'« euro mark » fait face une surévaluation de l'« euro franc » et de l'« euro peseta ».

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La section suivante résume l'arrière-plan théorique et méthodologique. Une deuxième section présente le modèle multinational et le modèle national utilisé pour estimer les FEERs. Une troisième section donne les estimations des équilibres internes et externes. Une quatrième section présente des estimations de FEERs pour les principales monnaies (le dollar, l'euro, le yen, le yuan et la livre sterling) et pour chaque « euro national ». Une dernière section conclut.

## 1.1 Arrière-plan théorique et méthodologique

Par définition, un mésalignement de change est défini comme l'écart, en pourcentage, entre la valeur observée du taux de change et le taux de change d'équilibre. Toutefois, plusieurs méthodologies peuvent être utilisées pour estimer le taux de change d'équilibre.

### 1.1.1 Méthodes d'estimation des taux de change d'équilibre

La PPA (Parité de Pouvoir d'Achat) est la plus simple et la plus ancienne méthode d'estimation des taux de change d'équilibre. Afin d'expliquer les mouvements des taux de change vers l'équilibre, cette approche simple se base sur les prix relatifs. Elle ignore, cependant, d'autres facteurs structurels et semble trop schématique, même lorsqu'elle est complétée par un effet Balassa-Samuelson.

Au delà de cette dernière approche, trois principales théories des taux de change d'équilibre peuvent être distinguées :

1. Le FEER, le taux de change d'équilibre fondamental et ses développements récents (Williamson 1983 ; Cline 2008) ;
2. Le BEER, le taux de change d'équilibre comportemental qui est une approche économétrique (Clark et MacDonald 1998) ;
3. Le NATREX, le taux de change d'équilibre naturel qui associe une base théorique et une analyse dynamique (Allen et Stein 1997).

L'approche BEER explique la dynamique du taux de change avec certaines variables (habituellement la position extérieure nette, les termes de l'échange, la productivité relative, les prix du pétrole) qui influence la dynamique du taux de change à long terme.

Une équation de long terme est, dans un premier temps, estimée à l'aide de techniques de cointégration et, dans un second temps, une équation de court terme est estimée à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. Le mésalignement de taux de change est simplement mesuré comme l'écart entre la valeur observée du taux de change et sa valeur de long terme. Cette approche économétrique est assez simple à utiliser et donne des résultats utiles. Mais la base théorique peut être considé-

rée comme sous-développée et les améliorations récentes ont été principalement économétriques et statistiques.

Le NATREX développe un modèle théorique avec une distinction intéressante entre court, moyen et long terme. Le NATREX permettrait d'atteindre la balance courante d'équilibre indépendamment de facteurs cycliques et de flux de capitaux spéculatifs. L'équilibre interne est supposé atteint. Mais, au delà de ces fondations théoriques, l'estimation du NATREX repose sur une équation réduite qui n'est pas clairement reliée au modèle original. Comme dans le cas du BEER, l'approche est basée sur des techniques économétriques avec des variables ajoutées à court terme sans justification claire et avec une valeur de long terme qui peut être difficilement considérée comme une valeur d'équilibre (Ahearne et al. 2007 ; Bouveret, Mestiri et Sterdyniak 2006).

Le FEER est défini comme le taux de change qui prévaut lorsque l'économie atteint simultanément l'équilibre externe (balance courante soutenable déterminée par des paramètres structurels) et l'équilibre interne (plein utilisation du potentiel productif). Cette approche est basée sur un modèle structurel qui décrit principalement les relations de commerce extérieur et relie explicitement les mouvements de taux de change aux déséquilibres internes et externes. Elle a l'avantage de se focaliser directement sur les paramètres structurels de chaque économie. Elle permet l'estimation des taux de change d'équilibre des différents partenaires de manière cohérente en utilisant un modèle multinational de commerce extérieur, ce qui est rarement assuré dans les autres approches. Ses liens ténus avec la littérature sur l'optimisation inter-temporelle est souvent critiquée mais l'approche FEER ne prétend pas décrire le retour vers l'équilibre. Elle cherche simplement, pour chaque période, à quantifier le mésalignement réel induit par les déséquilibres internes et externes en termes de statique comparative.

En dépit du fait que chaque approche à ses avantages et ses inconvénients, nous préférons l'approche FEER en raison d'une meilleure articulation avec les structures des économies et d'une plus grande cohérence entre les estimations pour chaque pays.

### 1.1.2 L'approche FEER et la MIMS

Notre objectif est d'estimer les taux de change d'équilibre des pays de la zone euro et de les comparer avec le taux de change d'équilibre de la zone euro prise dans son ensemble. Notre argument central est que le mésalignement de l'euro n'est pas un indicateur pertinent pour chaque pays européen. Dans cette perspective, nous menons une analyse en deux étapes pour estimer les mésalignements. Dans un premier temps, au niveau mondial pour l'euro comparé avec les autres grandes devises (le dollar, le yen, le yuan et la livre sterling), puis, dans un second temps, au niveau européen pour chaque « euro national ».

Premièrement, pour les principales devises, la méthodologie utilisée est une synthèse de précédents travaux sur le FEER (Borowski et Couharde 2003 ; Jeong et Mazier 2003) et de la méthode d'inversion des matrices symétriques (MIMS) [4] récemment proposée par Cline 2008.

Dans la MIMS, des paramètres d'impact basés sur les élasticités du commerce sont appliqués à un ensemble de cibles de balance courante pour obtenir un ensemble correspondant de cibles de taux de change effectifs réels. Une inversion de matrice permet d'obtenir l'ensemble correspondant de cibles de taux de change bilatéraux nominaux. Afin de résoudre le problème de surdétermination (dans un monde à *n pays*, il y a uniquement *n-1 taux de change bilatéraux indépendants*), on ne considère que *n-1* cibles de taux de change réel effectif. Le $n^{ème}$ pays est traité comme un résidu qui n'atteindra pas sa cible de balance courante. Pour traiter tous les pays de manière symétrique, ils sont successivement considérés comme le pays résiduel. Une simple moyenne des résultats pourrait être obtenue. Cependant, il y a un haut degré de cohérence dans les estimations de taux de change d'équilibre pour n'importe quel pays dans les *n-1* résolutions où le dit pays est inclus (cette moyenne des résolutions du modèle où le pays est inclus est appelée OCI [5]). À contrario, il y a parfois de grandes différences entre la valeur moyenne et la valeur obtenue dans la résolution où la cible de balance courante du pays n'est pas incluse (appelée OCE [6]). Par conséquent, Cline sélectionne comme estimation de taux de change d'équilibre pour chaque pays, la moyenne de toutes les solutions,

4. « Symmetric Matrix Inversion Method (SMIM) » en anglais .
5. « Own Country Included » en anglais.
6. « One Country Excluded » en anglais.

excepté celle où la cible de balance courante du pays en question n'est pas incluse (moyenne OCI).

Dans ce chapitre, au lieu d'utiliser des équations réduites basées sur les balances courantes et les élasticités prix, un modèle multinational décrivant le commerce extérieur des principaux pays (États-Unis, Chine, Japon, Royaume-Uni et zone euro) et du Reste du Monde est utilisé pour calculer les taux de change d'équilibre à l'aide d'un ensemble de cibles de balance courante préalablement estimées. Grâce aux équations d'importations, d'exportations et de prix, les paramètres structurels de chaque pays sont analysés de manière détaillée. Afin d'assurer la cohérence du commerce mondial en volume et en valeur, les exportations et les importations du $n^{ème}$ pays sont calculées comme un résidu à l'aide des équations d'équilibre du commerce mondial en volume et en valeur. Le problème de surdétermination des taux de change bilatéraux est résolu en utilisant le $n^{ème}$ pays comme un résidu. Le traitement est similaire à l'approche de Cline qui ignore la cible et l'équation réduite de balance courante du pays résiduel. Le taux de change d'équilibre du pays résiduel, cohérent avec les autres taux de change d'équilibre, ne lui permet pas d'atteindre sa balance courante d'équilibre. Dans cette perspective, le pays résiduel est ignoré dans l'estimation du taux d'équilibre des autres pays. En fait, dans les travaux, c'était le RdM qui était le pays résiduel ignoré.

Pour éviter d'avoir une telle approche asymétrique et en suivant la MIMS, les six pays ou zones (États-Unis, Chine, Japon, Royaume-Uni, zone euro et RdM) seront traités symétriquement en procédant à 6 résolutions du modèle différentes où chaque pays est successivement traité comme un résidu. La méthode OCI est utilisée pour obtenir les moyennes des 6 résolutions du modèle.

Deuxièmement, pour chaque pays de la zone euro, un taux de change d'équilibre sera estimé en utilisant un modèle national du commerce extérieur. Le taux de change d'équilibre sera défini, comme précédemment, comme le taux de change compatible avec les équilibres interne et externe de chaque pays. Il a été montré que, pour des pays relativement petit comme les pays européens à l'échelle mondiale, un modèle national donne des résultats très proches de ceux d'un modèle multinational où le pays étudié aurait été explicitement décrit (Jeong et Mazier 2003).

Cette méthodologie améliore les travaux précédents sur plusieurs points. Comparé aux approches qui ignorent un pays ou une zone, notre modèle donne un

traitement similaire à tous les pays, comme dans la MIMS de Cline, puisque chaque pays est traité successivement comme un résidu. Comparé aux travaux pionniers de Williamson qui utilisait de larges modèles macro-économétriques, nous construisons un modèle plus simple à utiliser. Cependant notre modèle commerce extérieur prend complètement en compte les interdépendances entre les principales économies, y compris celui traité comme un résidu. Un autre avantage de notre approche est le cas de petit pays qui peut être simplement relié aux résultats du modèle multinational, comme il sera expliqué plus en détail. En ce sens, notre approche prend en compte, de manière plus complète, les paramètres structurels de chaque économie et est plus simple à utiliser qu'un modèle avec 35 équations avec une simple relation réduite entre la balance courante et le taux de change effectif réel pour chaque pays (Cline et Williamson 2008). De plus, notre modèle incorpore les effets du service de la dette et des prix du pétrole mais ils sont traités comme exogènes.

Pour finir, en s'appuyant sur des études des déterminants de moyen terme des balance courantes (Chinn et Prasad 2003 ; Faruqee et Isard 1998), la balance courante est déterminée en estimant les déterminants structurels des balances courantes (les caractéristiques démographiques, le niveau de développement, le déficit public, la position extérieure nette, etc...) à l'aide de techniques de régressions en données de panel. Cela permet d'éviter d'utiliser une approche *ad hoc* qui est souvent utilisée, mais qui semble moins fondée. Des tests de sensibilité sont menés afin de mesurer la sensibilité des résultats aux cibles adoptées (cible de compte courant, équilibre interne) et aux valeurs des paramètres (élasticités-prix).

## 1.2 Modélisation macroéconomique

### 1.2.1 Modèle multinational

Le modèle décrit la structure du commerce extérieur des principales économies, à savoir, les États-Unis, la Chine, le Japon, le Royaume-Uni, la zone euro et le RdM en utilisant des équations usuelles du commerce extérieur : exportation en volume (1.1), importation en volume (1.2), prix à l'exportation (1.5) et prix à l'importation (1.6). Chaque pays est traité successivement comme un résidu et dans ce cas les

volumes d'exportation et d'importation sont déterminés de manière résiduelle dans les équations d'équilibre du commerce mondial en valeur (1.3) et en volume (1.4) alors que les prix à l'exportation et les prix à l'importation sont déterminés de la même manière que pour les autres partenaires. Nous notons que cette spécification multinationale prend en compte de manière complète les effets d'interdépendance en volume et sur les prix à l'exportation et à l'importation de tous les partenaires. Nous incorporons une équation de prix à la consommation (1.7) pour prendre en compte les effets rétroactifs entre prix à la consommation et prix à l'importation. Le taux de change effectif réel est défini par rapport aux prix à la consommation. Pour finir, la balance courante est défini dans l'équation (1.9). Pour le pays résiduel, la balance courante peut être calculée mais n'est pas prise en compte (1.10).

### Équations du commerce extérieur en volume

*Exportations en volume*

$$X_i = X_{0i} DM_i^{\eta xi} COMPX^{\varepsilon xi} \tag{1.1}$$

$$DM_i = \prod_{j \neq i} M_j^{\alpha ij}$$

$$COMPX_i = \left( \frac{PMX_i}{PX_i} \right)$$

*Importations en volume*

$$M_i = M_{0i} DI_i^{\eta mi} \left( \frac{PD_i}{PM_i} \right)^{\varepsilon mi} \tag{1.2}$$

Avec $i = 1 \sim 5$ {parmi États-Unis, Chine, Japon, Royaume-Uni, zone euro et RdM} = {tous pays sauf le pays résiduel}

### Équilibre du commerce mondial en volume et en valeur

*Équilibre en valeur*

$$\sum_i \frac{PX_i X_i}{E_i} = \sum_i \frac{PM_i M_i}{E_i} \tag{1.3}$$

*Équilibre en volume*

$$\sum_i X_i = \sum_i M_i \tag{1.4}$$

Avec $i = 1 \sim 6$

### Équations de prix

*Prix à l'exportation*

$$PX_i = PMX_i^{\alpha xi} P_i^{1-\alpha xi} \tag{1.5}$$

$$PMX_i = \prod_{j \neq i} \left( \frac{E_i PX_j}{E_j} \right)^{\lambda ij}$$

*Prix à l'importation*

$$PM_i = PMM_i^{\alpha mi} PD_i^{1-\alpha mi} \tag{1.6}$$

$$PMM_i = \prod_{j \neq i} \left( \frac{E_i PX_j}{E_j} \right)^{\mu ij}$$

*Prix à la consommation*

$$PD_i = PM_i^{ai} P_i^{1-ai} \tag{1.7}$$

$$R_i = \prod_{j \neq i} \left[ \left( \frac{PD_j}{E_j} \right)^{\nu ij} \left( \frac{E_i}{PD_i} \right) \right] \tag{1.8}$$

Avec $i = 1 \sim 6$

### Balance courante

$$B_i = PX_i X_i - PM_i M_i - E_i P_{pet} M_{peti} - i_i E_i F_i \tag{1.9}$$

$$B_{res} = -\sum_{i=1}^{5} B_i \tag{1.10}$$

Avec $i = 1 \sim 5$ {parmi États-Unis, Chine, Japon, Royaume-Uni, zone euro et RdM} = {tous pays sauf le pays résiduel}

Les variables du modèle multinational sont définies de la manière suivante : $X$, exportations hors pétrole en volume ; $DM$, demande mondiale en volume ; $DI$, demande intérieure en volume ; $COMPX$, compétitivité prix à l'exportation ; $M$, importations hors pétrole en volume ; $PM$, prix à l'importation ; $PMM$, prix mondial à l'importation ; $PD$, prix à la consommation ; $P$, prix à la production ; $E$, taux de change bilatéral nominal vis-à-vis du dollar ; $R$, taux de change effectif réel ; $B$, balance courante ; $i$, taux d'intérêt de la dette extérieure ; $F$, dette extérieure nette ; $P_{pet}$, prix du pétrole ; $M_{pet}$, importations de pétrole nette.

Il est à noter que dans le modèle, le dollar joue le rôle de numéraire ($E_3 = 1$) et que les taux de change bilatéraux des autres monnaies vis-à-vis du dollar s'écrivent de la manière suivante : 1 dollar = $E_1$ yen = $E_2$ yuan = $E_4$ euro = $E_5$ livre sterling = $E_6$ unités monétaires du Reste du Monde.

Dans ce cadre, le FEER est défini comme le taux de change effectif réel compatible avec la réalisation simultanée des équilibres interne et externe à moyen terme de chaque partenaire commercial. L'équilibre interne signifie que la production observée est égale à la production potentielle et l'équilibre externe signifie que la balance courante observée est égale à la balance courante soutenable à moyen terme.

Le modèle est écrit en différence logarithmique relative à l'équilibre, ce qui permet de calculer directement le mésalignement de change. Les variables écrites en minuscules correspondent aux différences logarithmiques relatives à l'équilibre de ces variables, ainsi $e = dE / E = (E - E_e) / E_e$ pour le taux de change bilatéral et $x = dX / X = (X - X_e) / X_e$ pour les autres variables, sauf pour la balance courante $b = (B / PY) - (B/PY)_e$ où $b$ représente la différence entre la balance courante observée et la balance courante d'équilibre en pourcentage du PIB (voir annexe A). Les valeurs des mésalignements bilatéraux ($e$) sont obtenues directement en

résolvant le modèle en différence logarithmique relative à l'équilibre.

Dans l'ensemble, chaque modèle multinational comprends 35 variables endogènes ($x$, $m$, $px$, $pm$, $pd$ pour les six pays ou zones et cinq taux de change bilatéraux, $e$) pour 35 équations ($x$, $m$, $b$ pour les cinq pays autres que le pays résiduel, $px$, $pm$, $pd$ pour les six pays et les deux équations d'équilibre du commerce mondial). Les taux de change réels effectifs sont calculés *ex post* en utilisant les taux de change bilatéraux et les prix à la consommation.

Les prix à la production sont supposés être à l'équilibre, ce qui veut dire que nous n'introduisons pas de boucle prix-salaire dans le modèle. Les deux variables exogènes sont l'écart à l'équilibre interne et l'écart à l'équilibre externe ($di$ et $b$, respectivement).

En différence logarithmique relative, l'ampleur de l'écart à l'équilibre interne et externe détermine le mésalignement de change de l'économie. D'une part, le degré de déviation à l'équilibre interne est mesuré par $di = (DI - DI_e) / DI_e$ où $DI_e$ est la demande interne d'équilibre. D'autre part, l'écart entre la balance courante observée et la balance courante d'équilibre, en pourcentage du PIB, est donnée par $b = (B / PY) - (B/PY)_e$. Cette variable qui quantifie l'écart à l'équilibre externe est cruciale dans la détermination du mésalignement de change.

Le tableau 1.1 résume la structure du modèle et expose une comparaison avec l'approche de Cline dans le cas de six pays ou zones. Le modèle de Cline est écrit en notation matricielle et les variables sont écrites en variation (et pas en écart à l'équilibre comme dans notre modèle).

Comme nous l'avons précédemment mentionné, chaque pays est traité successivement comme un résidu, ce qui donne six modèles multinationaux. Les six pays sont traités symétriquement, y compris le Reste du Monde, une série de six estimations est obtenue avec chaque modèle multinational. Dans chaque cas, cela permet de calculer un « taux de change d'équilibre » du pays résiduel ($e_{res}$) qui est cohérent avec les taux de change d'équilibre des cinq autres pays ou zones, mais pas avec sa cible de balance courante. Une simple moyenne des résultats peut être obtenue, mais il préférable d'utiliser comme estimation de taux de change d'équilibre la moyenne obtenue de toutes les solutions exceptées celle où le pays en question est considéré comme un résidu (moyenne OCI).

| *Variables endogènes* | *Notre modèle* | *Modèle de Cline à 6 pays*[1] |
|---|---|---|
| $x_i$ (1 à 6) | $x_i$ (1 à 5) | - |
| $m_i$ (1 à 6) | $m_i$ (1 à 5) | - |
| - | $\Sigma x_i = \Sigma m_i$ | - |
| - | $\Sigma\ px_i x_i$ - $e_i = \Sigma\ pm_i m_i$ - $e_i$ | - |
| $px_i$ (1 à 6) | $px_i$ (1 à 6) | - |
| $pm_i$ (1 à 6) | $pm_i$ (1 à 6) | - |
| $pd_i$ (1 à 6) | $pd_i$ (1 à 6) | - |
| $e_i$ (1 à 5) | $b_i$ (1 à 5) | $e_i = A^{-1}.r_i$ (1 à 5) |
| $r_i$ (1 à 5) | $r_i$ (1 à 5) | $r_i = b_i$ / $\gamma_i$ (1 à 5) |
| $r_6$ | $r_6$ | $r_6 = a.ei$ |
| Notre modèle : 35 + 5 + 1 endo.<br>Cline : 10 + 1 endo. | 35 + 5 + 1 éq. | 10 + 1 éq. |

[1] $A$ fait référence à la matrice de pondérations commerciales, $a$ fait référence à la ligne de la matrice de pondération commerciale du pays résiduel et $\gamma$ représente les paramètres d'impact du taux de change réel sur la balance courante (Cline, 2008).

TABLE 1.1 – Structure des modèles

### 1.2.2 Modèle national

Pour chaque pays de la zone euro, il est possible d'estimer un taux de change d'équilibre qui est différent de celui de la zone euro. Bien que le taux de change bilatéral de l'euro face au dollar soit le même pour tous les membres de la zone euro, les taux de change effectifs nominaux et réels de chaque pays européen sont différents, en raison de différences importantes dans leurs structures commerciales. De plus, en dépit de progrès dans l'intégration économique et financière, les pays européens restent marqués par une forte hétérogénéité structurelle et institutionnelle. Ce qui justifie l'estimation de taux de change d'équilibre pour chaque membre de la zone euro.

Cela peut être réalisé à l'aide d'un modèle de commerce international dans lequel la demande mondiale et les prix du commerce mondial sont exogènes. Comme expliqué plus haut, il n'est pas nécessaire pour des pays relativement petits, comme le sont les pays européens à l'échelle mondiale, d'utiliser un modèle multinational pour estimer les taux de change d'équilibre. Les équations suivantes spécifient les volumes et les prix du commerce extérieur pour un petit pays faisant face à l'éco-

nomie mondiale. L'équation 1.15 décrit la formation de la balance courante.

$$X_i = X_{0i} D_i^{*\eta xi} \left( \frac{E_i P_i^*}{PX_i} \right)^{\varepsilon xi} = X_{0i} D_i^{*\eta xi} R_i^{(1-\alpha xi)\varepsilon xi} \tag{1.11}$$

$$M_i = M_{0i} DI_i^{\eta mi} \left( \frac{P_i}{PM_i} \right)^{\varepsilon mi} = M_{0i} DI^{\eta mi} R_i^{-\alpha mi \varepsilon mi} \tag{1.12}$$

$$PX_i = (E_i P_i^*)^{\alpha xi} P_i^{1-\alpha xi} = R_i^{\alpha xi} P_i \tag{1.13}$$

$$PM_i = (E_i P_i^*)^{\alpha mi} P_i^{1-\alpha mi} = R_i^{\alpha mi} P_i \tag{1.14}$$

$$B_i = PX_i X_i - PM_i M_i - E_i P_{pet} M_{peti} - i_i E_i F_i \tag{1.15}$$

$$R_i = \left( \frac{E_i P_i^*}{P_i} \right) \tag{1.16}$$

$$P_i^* = PX_i^* = \prod_{j \neq i} \left( \frac{PX_j}{E_j} \right)^{\lambda ij} \cong PM_i^* = \prod_{j \neq i} \left( \frac{PX_j}{E_j} \right)^{\mu ij} \tag{1.17}$$

Avec $i = 1 \sim 10$ {France, Allemagne, Italie, Espagne, Autriche, Finlande, Irlande, Pays-Bas, Portugal et Grèce} et $i = 1 \sim 6$ {États-Unis, Chine, Japon, Royaume-Uni, zone euro - *pays* $i$ et RdM}

Les variables du modèle multinational sont définies de la manière suivante : $X$, exportations hors pétrole en volume ; $D^*$, demande mondiale en volume ; $P^*$, prix

mondiaux ; $PX$, prix à l'exportation ; $M$, importations hors pétrole en volume ; $DI$, demande interne en volume, $PM$, prix à l'importation ; $P$, prix à la production ; $E$, taux de change bilatéral nominal vis-à-vis du dollar ; $R$, taux de change effectif réel ; $B$, balance courante ; $i$, taux d'intérêt de la dette extérieure ; $F$, dette extérieure nette ; $P_{pet}$, prix du pétrole ; $M_{pet}$, importations de pétrole nette.

La résolution de ce modèle simplifié en différence logarithmique relative donne $r$, le mésalignement de change de chaque « euro national » en termes effectifs réels ($r$ = ($R$ - $R_e$) / $R_e$) :

$$r_i = \left[ \frac{((b_i/\mu_i T_i \left(1 - \sigma_{petxi} - \sigma_{xi}\right) ) + \eta m_i di_i - \eta x_i d_i^*)}{((1 - \alpha x_i) \varepsilon x_i + \varepsilon m_i \alpha m_i + \alpha x_i - \alpha m_i)} \right] \tag{1.18}$$

Avec $\sigma_{petx} = EP_{pet}M_{pet}/PXX$, ratio des importations de pétrole nette sur les exportations hors pétrole et $\sigma_x = iEF/PXX$, ratio du service de la dette extérieure sur les exportations hors pétrole.

L'approche FEER se focalise sur les taux de change en termes effectifs réels. Cependant, le taux de change nominal bilatéral vis-à-vis du dollar peut être plus intelligible. En utilisant l'équation 1.16, on peut trouver $e$, l'ampleur du mésalignement en termes nominaux et bilatéraux ; les mésalignements des pays partenaires sont données par le modèle multinational présenté plus haut :

$$e_i = r_i - \sum_{j \neq i} \lambda_{ij} \left(px_j - e_j\right) \tag{1.19}$$

Nous pouvons également calculer le mésalignement en termes effectif réel basé sur les prix à la consommation :

$$rc_i = \left(1 - \alpha m_i \mu_i\right) r_i + \sum_{j \neq i} \nu_{ij} \left(pd_j - e_j\right) - \sum_{j \neq i} \lambda_{ij} \left(px_j - e_j\right) \tag{1.20}$$

### 1.2.3 Élasticités du commerce extérieur

Sans réaliser de travaux économétriques originaux, les coefficients des équations du commerce extérieur sont extraits de travaux précédents, avec des spécifications proches du modèle présenté précédemment. Nous prenons en compte les incertitudes entourant ces estimations, via des tests de sensibilité à des modifications des élasticités (voir annexe A).

Les élasticités du modèle MIMOSA (Delessy et Sterdyniak 1996) pour le Japon, les États-Unis et le Royaume-Uni (proche de celle de Wren-Lewis et Driver 1998), celle de Dées 1999 pour la Chine et celle de Hervé 2000 pour la zone euro sont sélectionnées pour nos simulations. Les élasticités prix sont dans l'ensemble cohérentes avec la hiérarchie communément reconnue du commerce mondial. Les relatives faibles valeurs pour la Chine peuvent apparaître surprenantes, mais peuvent être expliquées par la nature particulière du commerce extérieur chinois. Le modèle de commerce de la Chine a été estimé sur la période 1985-1998 et pour la première partie des années 1980, période où le rôle du taux de change sur le commerce extérieur chinois était peu significatif. Notons également que les exportateurs américains et japonais sont largement faiseurs de prix. Les élasticités prix sont plus faibles dans Pain et al. 2005 car le modèle de commerce concerne le commerce de biens et de services. Pour le Reste du Monde, nous utilisons des valeurs *ad hoc*, mais elles sont proches d'estimations réalisées sur des données reconstituées à partir des bases de données de l'OCDE et du CEPII (les élasticités des partenaires commerciaux du modèle multinational sont présentés dans l'annexe A).

Pour les pays européens, les élasticités proviennent du modèle MIMOSA pour l'Allemagne, la France et l'Italie. Pour les autres pays, les élasticités sont déduites d'autres contributions sur les interdépendances et les ajustements en Union européenne (Mazier et Saglio 2008).

## 1.3 Équilibre interne et externe à moyen terme

### 1.3.1 Estimation de la balance courante

La balance courante est égale à la différence entre l'épargne et l'investissement domestique (le solde épargne-investissement), les développements récents (Chinn et Prasad 2003 ; Faruqee et Isard 1998) sur l'étude des balances courantes ont porté sur les déterminants de long terme des comportements d'investissement et d'épargne. Selon ces auteurs, les principaux déterminants des balances courantes sont : les caractéristiques démographiques, tel que, les ratios de dépendance des populations dépendantes relativement à la population en âge de travailler, qui exercent une influence négative, puisque une augmentation du ratio de dépendance réduit l'épargne nationale ; la position extérieure nette, qui doit avoir un impact positif grâce au flux de revenus qu'elle peut générer ; le solde budgétaire, un déficit budgétaire aura un impact négatif sur le compte courant mais cet effet peut être considéré comme comptable et ne doit pas être introduit [7]. Finalement, nous introduisons un effet de court terme, l'écart de production, puisque une plus grande utilisation des capacités productives induit une détérioration de la balance courante. Néanmoins, cette dernière variable sera éliminée lors des simulations de balance courante d'équilibre.

Les équations de balance courante sont estimées avec des données de panel sur la période 1980-2003 et pour deux groupes de pays. Dans une perspective de moyen terme, nous utilisons des moyennes de quatre ans sans chevauchement (Lee et al. 2008).

$$CA_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_0 + \beta_1 NFA_{it} + \beta_2 CDR_{it} + \beta_3 ODR_{it} + \beta_4 OG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.21)$$

Les variables de l'équation 1.21 sont définies de la manière suivante : $CA$, balance courante en % du PIB ; $NFA$, position extérieure nette initiale (au début

7. Il y a d'autres variables comme le taux d'ouverture commerciale, qui joue négativement, une plus grande ouverture signifiant une plus grande possibilité d'assurer le service de la dette dans le futur, ou le PIB par tête en termes relatifs, qui exerce une influence non-linéaire selon le niveau de développement. Nous avons testé ces variables, mais les résultats ne sont pas suffisamment significatifs. De plus, le PIB par tête en termes relatifs est une variable non-stationnaire selon une majorité de tests.

de chaque période de quatre ans en % du PIB) ; $CDR$, ratio de dépendance juvénile, population de moins de 15 ans en % de la population âgée de 15 à 64 ans ; $ODR$, ratio de dépendance âgé, population de plus de 65 ans en % de la population âgée de 15 à 64 ans ; $OG$, écart de production en pourcentage de la production potentielle. Les sources des différentes variables sont présentées dans l'annexe A. Un premier groupe est composé de 19 pays industrialisés (Australie, Autriche, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège, Portugal, Corée du Sud, Espagne, Suède, Royaume-Uni et États-Unis), et sera utilisé pour déterminer les cibles de balance courantes des États-Unis, du Japon, des membres de la zone euro et du Royaume-Uni. L'autre groupe est composé de 20 économies émergentes (Argentine, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Équateur, Égypte, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Maroc, Pakistan, Pérou, Philippines, Afrique du Sud, Sri Lanka, Thaïlande, Tunisie et Turquie) et sera utilisé pour déterminer la balance courante de la Chine.

Les résultats des tests de racine unitaires en panel sont présentés dans l'annexe A. Comme on peut le voir, nous rejetons l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire pour toutes les variables.

Pour les pays industrialisés, les coefficients estimés de l'équation (1.21) sont dans l'ensemble significatifs avec les signes attendus (voir tableau 1.2) dans les différentes spécifications. Les ratios de dépendances ne sont pas fortement significatifs alors que ce sont les variables qui ont la meilleure justification théorique. Les écarts de production ont un effet négatif sur la balance courante. Les spécifications avec effets fixes individuels sont adoptées pour calculer les balances courantes d'équilibre en raison de $R^2$ nettement plus élevés.

Les résultats pour les pays émergents sont moins concluants que ceux des pays industrialisés comme dans le cas d'autres études empiriques (Chinn et Prasad 2003). Les coefficients sont dans l'ensemble significatifs avec les signes attendus dans les différentes spécifications avec quelques exceptions (voir tableau 1.3). La spécification avec effets fixes à un coefficient de détermination supérieur à celle en MCO empilées mais la position extérieure nette a un signe négatif et le ratio de dépendance âgé à un signe positif, ce qui est difficilement explicable. Une explication possible est que les NFA sont plus dispersés dans le cas des pays émergents et pourraient capturer des effets fixes individuels. Par conséquent, nous adoptons,

| | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| *Constant* | 6,69** | 11,27*** | 0,69 |
| | (2,14) | (3,29) | (0,29) |
| *NFA* | 0,06*** | 0,02** | 0,07*** |
| | (10,87) | (2,22) | (8,51) |
| *CDR* | -0,16** | -0,26*** | 0,00 |
| | (-2,23) | (-4,18) | (0,02) |
| *ODR* | -0,09 | -0,19** | -0,03 |
| | (-1,32) | (-2,28) | (-0,51) |
| *OG* | -0,31*** | -0,47*** | -0,51*** |
| | (-2,82) | (-5,77) | (-4,09) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,47 | 0,89 | 0,56 |

Source : estimations de l'auteur. Statistiques t entre parenthèses et robustes à l'hétéroscédasticité ; *** = significatif à 1% , ** = significatif à 5%, * = significatif à 10%.

TABLE 1.2 – Déterminants des balances courantes pour les pays développés

une spécification en MCO empilées pour calculer la balance courante des pays émergents.

### 1.3.2 Simulation des balances courantes

Lors des simulations de balance courante, nous utilisons la valeur initiale des actifs extérieurs nets au début de chaque période quatre ans, la valeur moyenne de chaque période de quatre ans pour les variables démographiques et nous excluons l'écart de production, afin de retirer les effets de court terme. La figure 1.1 montre les valeurs observées et d'équilibre des balances courantes pour les principaux pays analysés dans le modèle multinational. La figure 1.2 expose les balances courantes pour les principaux pays de la zone euro.

La cible de balance courante américaine est comprise entre -2 et -3% du PIB sur la période. Dans plusieurs approches traitant des déséquilibres internationaux, la cible de 3 % du PIB est sélectionnée pour le déficit américain de moyen terme (Ahearne et al. 2007). La cible de balance courante pour le déficit courant américain apparaît cohérente avec d'autres approches qui sélectionnent le déficit de manière *ad hoc*.

| | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| Constant | 6,46*** | -4,22 | -0,28 |
| | (3,50) | (-1,13) | (-0,12) |
| *NFA* | 0,02*** | -0,01* | 0,04*** |
| | (6,46) | (-1,66) | (4,22) |
| *CDR* | -0,09*** | -0,08*** | 0,00 |
| | (-3,97) | (-2,85) | (0,15) |
| *ODR* | -0,21*** | 0,86*** | -0,51 |
| | (-2,89) | (3,53) | (-0,61) |
| *OG* | -0,44*** | -0,39*** | -0,38*** |
| | (-4,46) | (-11,43) | (-5,35) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,40 | 0,61 | 0,46 |

Source : estimations de l'auteur. Statistiques t entre parenthèses et robustes à l'hétéroscédasticité ; *** = significatif à 1% , ** = significatif à 5%, * = significatif à 10%.

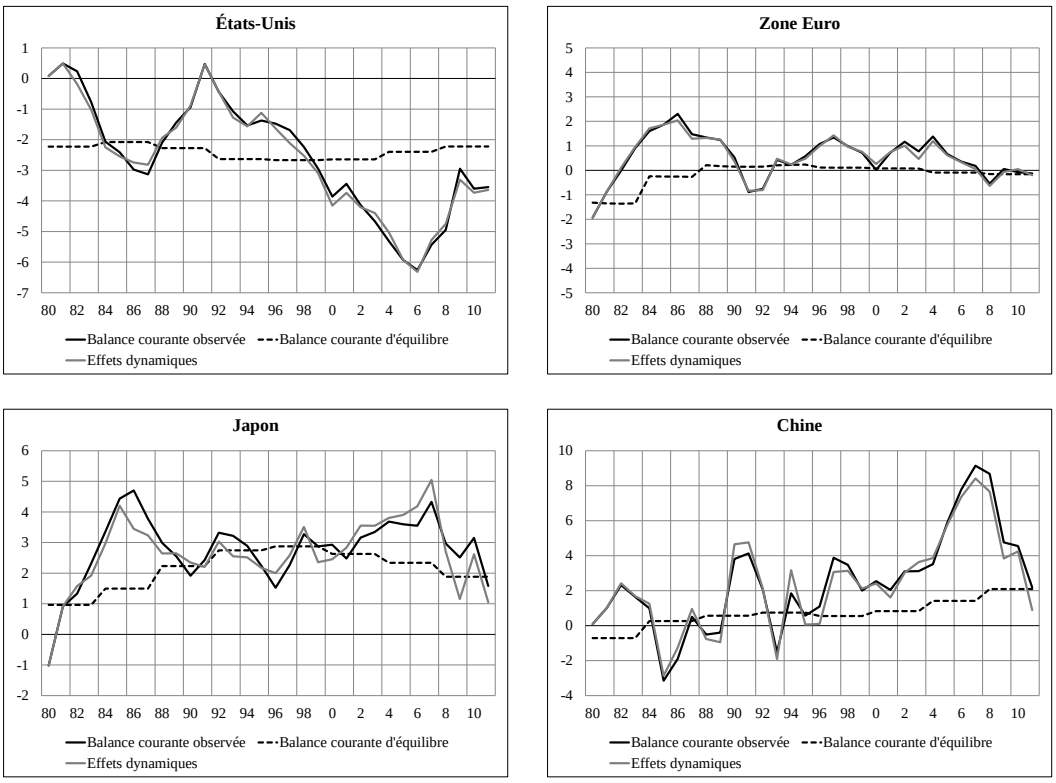
TABLE 1.3 – Déterminants des balances courantes pour les pays émergents

Le Japon a connu des tendances contrastées. Sa balance courante d'équilibre s'est améliorée jusqu'au milieu des années 1990 sous l'effet d'une amélioration de sa position extérieure nette induite par une accumulation d'excédents courants. Puis la balance courante d'équilibre s'est détériorée, principalement, à cause d'un accroissement rapide du ratio de dépendance âgé ($ODR$) qui réduit l'épargne national puisqu'il témoigne de l'augmentation de la part des populations inactives qui ont un taux d'épargne faible.

La Chine avait une balance courante d'équilibre proche de 0% du PIB lors des années 1980 et au début des années 1990, ce qui semble cohérent avec la politique adoptée par les autorités chinoises qui voulait éviter d'avoir recours de manière massive à des financements extérieurs. Depuis le milieu des années 1990, la balance courante de la Chine a augmenté pour atteindre 2% du PIB en 2008. Cette évolution est liée à une amélioration de la position extérieure nette et à une diminution du ratio de dépendance juvénile ($CDR$).

La balance courante du Reste du Monde est égale à l'opposée de la somme des balances courantes des autres pays du modèle multinational en dollar, puisque le décalage global a été éliminé [8]. En pourcentage du PIB, elle a fluctué autour de -1%

8. Les balances courantes des principaux partenaires commerciaux ont été corrigées du dé-




Source : calculs de l'auteur pour les balances courantes d'équilibre en % du PIB, Perspectives de l'économie mondiale (FMI, avril 2012) pour les balances courantes observées en % du PIB, prévisions pour 2011.

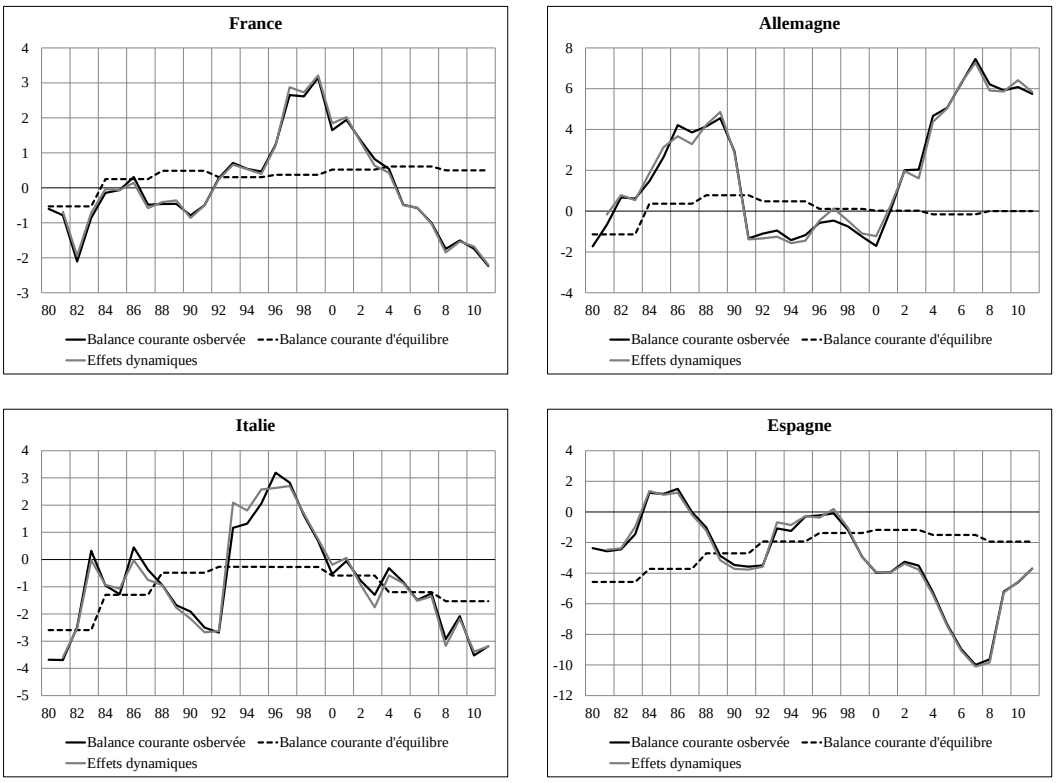
FIGURE 1.1 – Balances courantes d'équilibre (pays industrialisés)

dans les années 1980 et 1990. Elle augmente à 2% du PIB dans la première partie des années 2000, avec de larges excédents observés dans plusieurs pays émergents et exportateurs de pétrole. La cible de balance courante du Reste du Monde est calculée, de la même manière, comme étant l'opposée de la somme des cibles de balance courante des autres pays. Ce traitement garantit la cohérence des cibles de balance courante au niveau mondial, ce qui est crucial dans l'approche FEER. En pourcentage du PIB, la cible de balance courante du Reste du Monde est restée stable autour de 0,5 % du PIB sur l'ensemble de la période, ce qui est proche de la cible qui est généralement utilisée (0%) dans les approches *ad hoc*.

Depuis le milieu des années 1990, la balance courante d'équilibre de la zone euro a été proche de zéro avec une légère augmentation au début des années 1980, grâce une position extérieure nette croissante. L'ampleur des déséquilibres dans la zone euro (dans son ensemble) est faible comparé à ceux observés dans les autres grandes économies à l'échelle mondiale. Cependant, cette situation « équilibrée » dans la zone euro masque une grande hétérogénéité pour chaque membre de la zone euro. Les déficits espagnols, français et italiens ont fait face, ces dernières années, à des excédents en Allemagne alors que leurs cibles sont moins déficitaires. Depuis le milieu des années 1990, la balance courante d'équilibre de la France s'est améliorée, grâce à une évolution démographique favorable. À contrario, la balance courante d'équilibre allemande est retournée à 0% du PIB en raison du vieillissement de la population allemande. La balance courante d'équilibre de l'Italie et de l'Espagne a augmenté dans les années 1980 grâce à une amélioration de leur position extérieure nette respectives mais s'est détériorée (en Italie) ou stabilisée (en Espagne) autour de -2 %, encore une fois en raison d'un vieillissement marqué de la population.

Une dernière correction doit être spécifiée. Dans le cadre théorique du FEER, l'ensemble de la différence entre la balance courante observée et la balance courante d'équilibre ne peut être interprétée comme un déséquilibre externe. En effet, cette différence est en partie due à des effets retardés des variations de taux de change qui ne se sont pas entièrement produits, mais qui doivent être pris en compte dans les estimations. Cette correction a été réalisée en utilisant la structure dynamique des équations du commerce extérieur. Les figures 1.1 et 1.2 exposent les balances

calage global proportionnellement à leur poids dans le commerce mondial. (Source : CHELEM ; Perspectives de l'économie mondiale (FMI, avril 2009).)




Source : calculs de l'auteur pour les balances courantes d'équilibre en % du PIB, Perspectives de l'économie mondiale (FMI, avril 2012) pour les balances courantes observées en % du PIB, prévisions pour 2011.

FIGURE 1.2 – Balances courantes d'équilibre (pays européens)

courantes corrigées des effets retardés (dynamiques) [9].

### 1.3.3 Estimation de l'équilibre interne

L'équilibre interne est défini comme la pleine utilisation des ressources productives, sans pressions inflationnistes. Pour des raisons de simplification, une approche restrictive, limitée à la mesure de la production potentielle est adoptée. Cette approche de l'équilibre interne semble moins adaptée pour des pays émergents comme la Chine, où les concepts de production potentielle et de plein emploi soulèvent de nombreuses questions, plus particulièrement en raison de déséquilibres régionaux et de chômage déguisé dans les zones rurales (Bouveret, Mestiri et Sterdyniak 2006). Ces estimations des écarts de production sont utilisées dans notre modèle et représentent l'écart à la demande interne. Cette procédure doit être considérée comme un première étape, qui semble, néanmoins, être suffisante à ce stade. En effet, comme nous allons le voir, les résultats sont très peu sensibles aux estimations d'écart de production. Différentes méthodes peuvent être utilisées pour calculer la production potentielle et l'écart de production correspondant. Pour les pays industrialisés, nous prenons les valeurs estimées à l'aide d'une fonction de production par l'OCDE [10]. Cette approche repose sur des fonctions de production estimées et une mesure des facteurs de production disponibles dans l'économie. Elle requiert davantage d'informations et d'hypothèses concernant les mécanismes économiques, que d'autres approches plus simples, mais elle est moins mécanique et plus pertinente d'un point de vue théorique.

Pour les pays émergents, ce type d'estimations n'est pas disponible. Donc nous calculons les écarts de production en utilisant un filtre Hodrick-Prescott sur le PIB en termes réels sur la période 1970-2013 [11]. Cependant, une étude approfondie sur

9. La balance courante observée est corrigée par les effets retardés des variations de change sur deux ans. Les effets de l'écart de production sur le mésalignement de change sont pris en compte via le modèle.

10. Perspectives économiques, OCDE, 2008

11. Il est bien connu que ce filtre a certains inconvénients. Il ne définit pas bien l'écart de production en début et en fin d'échantillon. Il tend à négliger les ruptures structurelles et les changements de régime. Lors de récessions prolongées, il dévie largement des résultats obtenus par une fonction de production. Nous utilisons le filtre Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage plus faible que celui des pays industrialisés pour prendre en compte le fait que le cycle des affaires est plus court dans les pays émergents.

le sujet montre que les écarts de production des pays d'Asie de l'Est sont peu sensible à la méthode d'estimation sur la période 1975-2000 (Gerlach et Yiu 2004). Par ailleurs nos tests de sensibilité montrent que les erreurs d'estimation des écarts de production ne remettent pas en cause les conclusions générales. Dans le cas de la Chine, une augmentation de 1% de la production potentielle entraine moins de 1% de sous-évaluation (voir annexe A).

## 1.4 Taux de change d'équilibre et mésalignements

### 1.4.1 Estimations de FEER pour les principales économies

Avec les équilibres internes et externes précédemment estimés, le modèle multinational pour les principaux partenaires commerciaux est utilisé six fois pour produire des mésalignements de change en termes effectifs réels $r = dR / R = (R - R_e) / R_e$ et en termes nominal vis-à-vis du dollar $e = dE / E = (E - E_e) / E_e$, chaque pays jouant successivement le rôle de résidu où sa cible de balance courante n'est pas prise en compte. La solution est obtenue en faisant la moyenne des cinq résolutions où la cible de balance courante est présente (moyenne OCI).

Cela permet de déterminer les sous-évaluations ($e > 0$ et $r > 0$) ou surévaluations ($e < 0$ et $r < 0$) pour le dollar, l'euro, le yen, le yuan, la livre sterling et l'unité monétaire du Reste du Monde sur la période 1994-2011. Les résultats sont présentés en table 1.4. Les figures 1.3 et 1.4 montre l'évolution du taux de change observé et d'équilibre sur la période en termes effectifs réels et en termes bilatéraux vis-à-vis du dollar.

En termes effectifs réels, le dollar est sous-évalué au milieu des années 1990 (autour de 9%). Pourtant, cette sous-évaluation diminue avec l'appréciation du dollar et la monnaie américaine devient surévaluée (11% en 2001). Depuis, en dépit de sa dépréciation, le dollar apparait de plus en plus surévalué (atteignant 30% en 2005 et 2006). Cela reflète les déséquilibres croissants de l'économie américaine et la perte structurelle de l'économie américaine qui a été illustrée par une forte dépréciation du taux de change d'équilibre du dollar. Après l'éclatement de la crise en 2007, la surévaluation réelle du dollar a été réduite et pourrait atteindre 15%

| | *Nominal Bilateral* | | | | | *Real Effective* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *ejp* | *ech* | *eeu* | *euk* | *erow* | *rjp* | *rch* | *rus* | *reu* | *ruk* | *rrow* |
| *1994* | -2,5 | 17,3 | -5,5 | -1,6 | -3,4 | -0,8 | 18,6 | 7,1 | -3,4 | 2,0 | 0,1 |
| *1995* | -10,6 | -7,4 | -6,6 | -7,2 | -10,6 | -3,4 | 0,8 | 8,5 | 1,2 | 0,0 | -4,1 |
| *1996* | -14,7 | -9,9 | -5,6 | -8,2 | -13,5 | -4,7 | 0,7 | 3,7 | 4,2 | -0,1 | -5,4 |
| *1997* | -10,2 | 7,1 | -3,4 | -5,3 | -10,3 | -2,7 | 14,5 | 0,0 | 3,5 | 0,7 | -3,7 |
| *1998* | -10,7 | 7,4 | -6,7 | -4,4 | -10,7 | -2,8 | 16,0 | -1,5 | 0,6 | 3,4 | -3,0 |
| *1999* | -14,3 | 1,8 | -3,8 | -5,6 | -7,5 | -8,9 | 8,5 | -4,3 | 2,0 | -0,5 | -2,4 |
| *2000* | -2,1 | 8,8 | 3,6 | 3,7 | 5,3 | -5,0 | 6,1 | -13,0 | 0,1 | 0,6 | 3,1 |
| *2001* | 2,3 | 5,2 | 11,8 | 4,5 | 7,9 | -1,4 | 1,0 | -11,0 | 6,8 | -2,6 | 2,7 |
| *2002* | 9,7 | 16,4 | 15,2 | 6,5 | 13,6 | 2,4 | 7,1 | -16,3 | 6,6 | -3,9 | 4,8 |
| *2003* | 15,9 | 23,0 | 15,1 | 9,2 | 20,8 | 4,0 | 8,4 | -17,7 | 2,2 | -3,9 | 8,8 |
| *2004* | 22,8 | 24,7 | 22,8 | 11,8 | 21,1 | 7,1 | 7,0 | -23,7 | 6,6 | -6,4 | 5,9 |
| *2005* | 32,7 | 38,6 | 25,1 | 18,1 | 29,9 | 9,1 | 12,3 | -30,6 | 1,8 | -5,2 | 9,0 |
| *2006* | 36,2 | 45,2 | 25,0 | 18,5 | 31,2 | 10,4 | 16,5 | -32,4 | 0,3 | -5,7 | 8,8 |
| *2007* | 21,6 | 31,7 | 11,9 | 9,3 | 14,9 | 9,8 | 18,9 | -23,5 | 0,1 | -1,7 | 5,1 |
| *2008* | 15,6 | 29,5 | 11,0 | 11,6 | 18,5 | 2,8 | 15,7 | -23,8 | -2,6 | -0,1 | 8,3 |
| *2009* | 11,1 | 25,4 | 15,3 | 7,8 | 19,6 | -5,4 | 7,6 | -15,6 | 0,6 | -7,3 | 5,6 |
| *2010* | 23,4 | 29,2 | 18,4 | 8,6 | 20,5 | 3,6 | 7,2 | -15,8 | 1,6 | -9,2 | 3,1 |
| *2011* | 19,3 | 23,0 | 22,8 | 10,9 | 25,2 | -2,2 | -1,1 | -15,8 | 3,3 | -10,3 | 5,6 |

Source : estimations de l'auteur. Prévisions pour 2011.

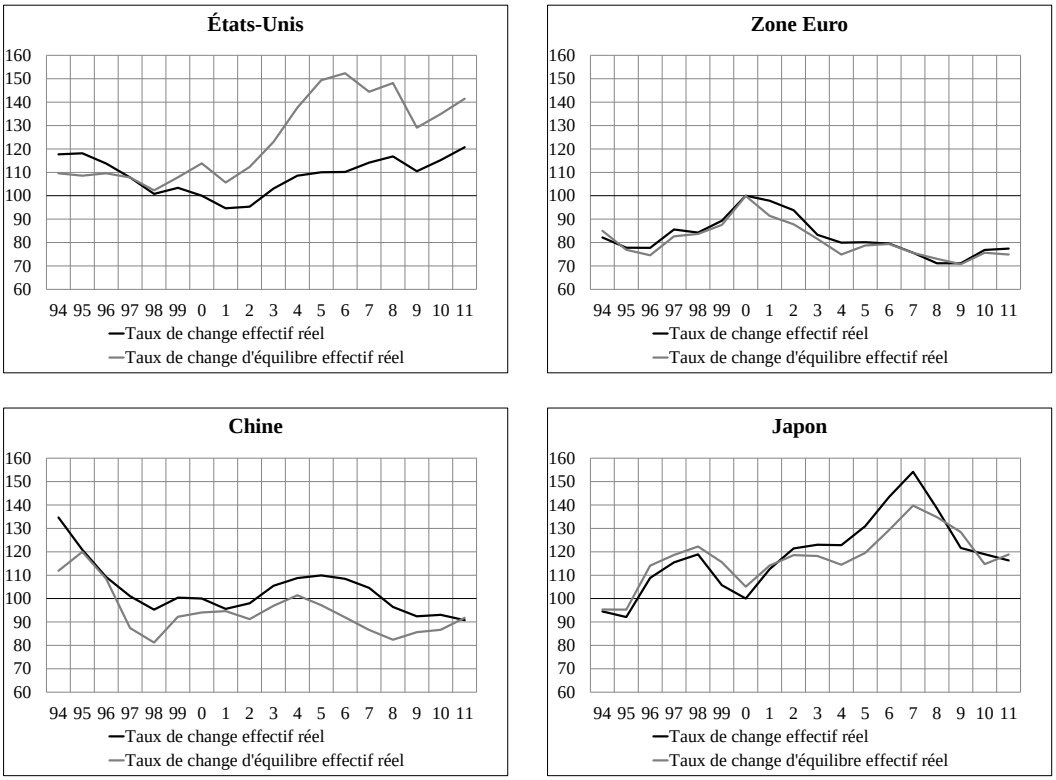
TABLE 1.4 – Mésalignements de change pour les principales économies

en 2011 [12].

Le taux de change effectif réel de l'euro a connu une évolution assez opposée à celle du dollar. Du milieu des années 1990 jusqu'au début des années 2000, l'euro s'est déprécié en terme effectif réel mais est resté proche de sa parité d'équilibre, qui s'est également dépréciée, reflétant les problèmes de la compétitivité européenne à cette période. Depuis 2000, l'euro est devenu sous-évalué en termes réels (7% en 2001) en dépit de son appréciation réelle, grâce à des ajustements douloureux, principalement en Allemagne, qui a induit une appréciation du taux de change d'équilibre de l'euro. Une appréciation continue du taux de change réel observé met fin à la surévaluation de l'euro à partir de 2005.

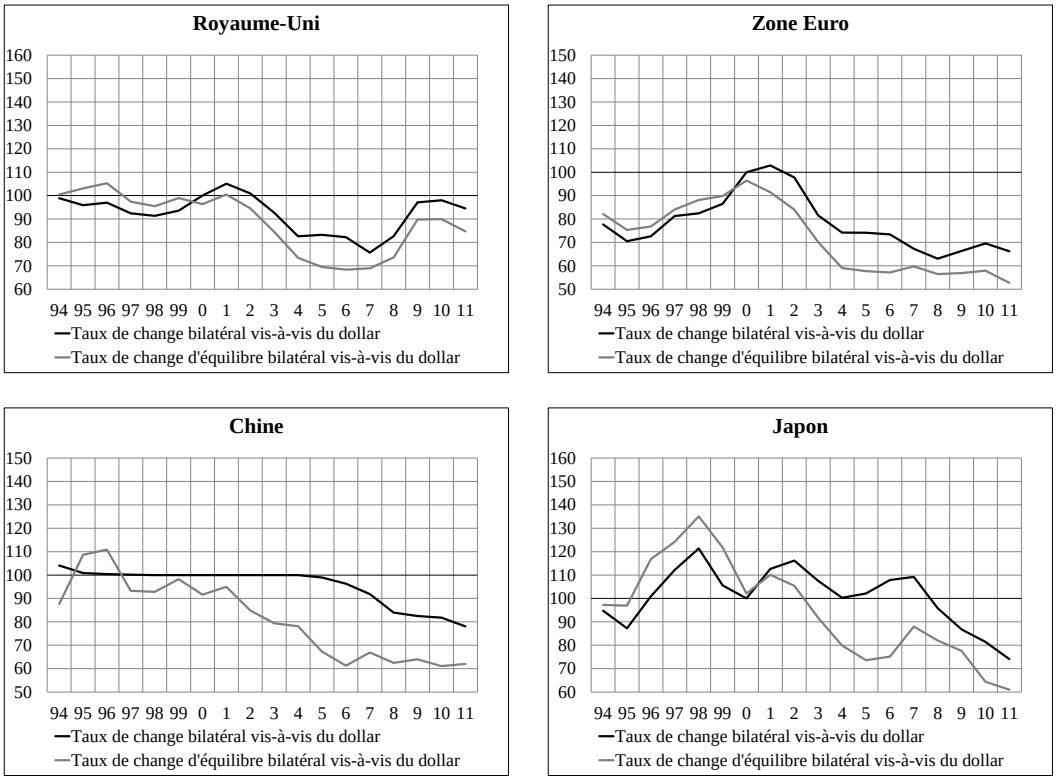
En dépit de son appréciation en termes réels, depuis 1994, le yuan a été sous-évalué en termes effectifs réels (16% en 1998). Ce résultat est expliqué par une appréciation réelle du taux de change d'équilibre chinois, qui reflète les progrès important de la compétitivité de l'économie chinoise. Cette sous-évaluation a été

12. Prévisions pour 2011 basées sur les perspectives de l'économie mondiale (FMI, avril 2012).




Source : calculs de l'auteur. Les taux de change effectifs réels sont des moyennes annuelles de données mensuelles, base 100 en 2000 (Banques des Règlements Internationaux).

FIGURE 1.3 – Taux de change observé et d'équilibre effectif réel




Source : calculs de l'auteur. OCDE pour les taux de change bilatéraux vis-à-vis du dollar, base 100 en 2000.

FIGURE 1.4 – Taux de change observé et d'équilibre bilatéral

temporairement réduite après la crise asiatique et les grandes dévaluations des principaux partenaires du Sud-Est asiatique.

En termes nominaux vis-à-vis du dollar, un certain nombre d'observations convergentes peuvent être faites. L'euro, le yen et la livre sterling ont été surévalués de 1994 à 1998, bien que les deux premières monnaies se soient dépréciées. Cela reflète la surévaluation du dollar dans la deuxième partie des années 1990. Le yuan a été la seule exception avec une sous-évaluation face au dollar qui a été atténuée par les conséquences de la crise asiatique de 1997-98. Après 2000, toutes les monnaies deviennent sous-évaluées face au dollar (22% pour l'euro, 47% pour le yuan, 36% pour le yen et 18% pour la livre sterling en 2006). Cela reflète les déséquilibres croissants de l'économie américaine qui se sont traduits par une dépréciation du taux de change d'équilibre du dollar. Après la crise, les sous-évaluations bilatérales ont été réduites mais les déséquilibres, notamment américain, restent importants.

En dépit de certaines différences dans la méthodologie, une comparaison avec les estimations de Cline sont possibles pour 2011 [13]. Si, dans les deux cas, une méthodologie FEER est utilisée, le modèle de Cline comporte 35 pays, une analyse plus simple du commerce extérieur et pas d'approche structurelle de la balance courante d'équilibre. Il est simplement supposé que les déséquilibres extérieurs ne doivent pas dépasser 3% du PIB (en valeur absolue) à moyen terme, ce qui permet de construire un scénario de cibles de balance courante pour 30 pays non-pétroliers.

Nos résultats sont proches de ceux de Cline avec deux différences notables (voir table 1.5), la surévaluation plus marquée du dollar en 2011 et la fin de la surévaluation chinoise des années 2000 dans notre modèle. La première différence est principalement due au fait que notre cible de balance courante (déterminée empiriquement) pour les États-Unis est plus exigeante (autour de 2 %) que celle du modèle de Cline où le déficit cible est fixé de manière *adhoc* à 3% du PIB. La deuxième différence provient du fait que l'estimation du surplus courant chinois pour l'année 2011 est passé de 5,7 % du PIB dans les perspectives de l'économie mondiale datant d'avril 2011, à 2,8% du PIB dans le même rapport, une année plus tard, en avril 2012. Cline utilise la base de données d'avril 2011 et nous utilisons

13. Les comparaisons avec les années précédentes sont plus difficiles. Cline et Williamson n'utilisent pas les mêmes projections de balance courante d'une année à l'autre. Les prévisions du FMI de balance courante sont parfois très différentes d'une année à l'autre.

| *Bilatéral* | *Chine* | *Zone euro* | *Japon* | *Royaume-Uni* | *États-Unis* |
|---|---|---|---|---|---|
| 2011[1] | 23,0 | 22,8 | 19,3 | 10,9 | - |
| 2011[2] | 23,5 | 6,9 | 2,7 | 5,1 | - |
| *Réel* | *Chine* | *Zone euro* | *Japon* | *Royaume-Uni* | *États-Unis* |
| 2011[1] | -1,1 | 3,3 | -2,2 | -10,3 | -15,8 |
| 2011[2] | 10,6 | -1,6 | -9,0 | -2,8 | -9,3 |

[1] Nos prévisions pour 2011 basées sur les perspectives de l'économie mondiale du FMI, avril 2012. Un chiffre positif (négatif) indique une sous-évaluation (surévaluation).

[2] Prévisions de Cline et Williamson 2011 basées sur les perspectives de l'économie mondiale du FMI, avril 2011.

TABLE 1.5 – Comparaison avec Cline

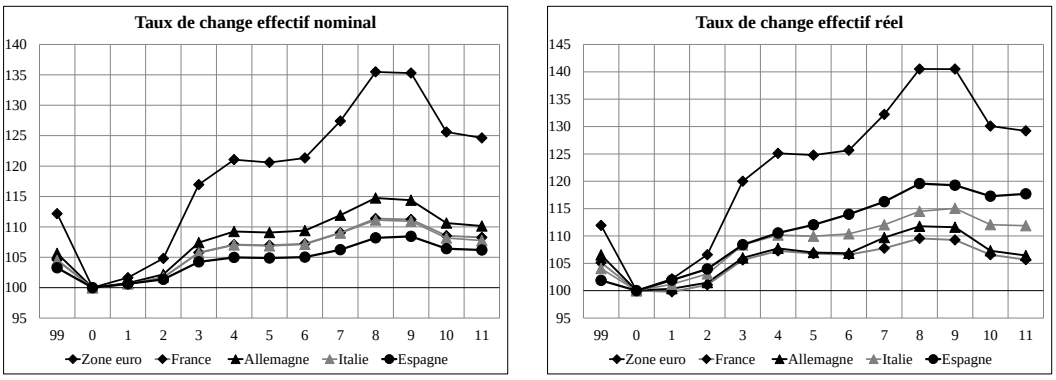
celle d'avril 2012. Si on ajoute à cela les effets retardés de l'appréciation réelle du yuan depuis deux ans, nous avons l'explication de la fin de la sous-évaluation de la monnaie chinoise en 2011 dans notre modèle.

Pour finir, la question de l'écart entre les cibles *ex ante* et *ex post* peut être examinée. Dans une méthodologie précédente (Jeong et Mazier 2003), les cibles *ex ante* et *ex post* était strictement égales pour tous les pays ou zones du modèle mondial, excepté pour le Reste du Monde qui était traité comme un résidu. Dans le présent chapitre, nous avons traité symétriquement tous les pays du modèle mondial (Reste du Monde inclus) comme dans CLINE 2008. Tout pays ou zone est traitée successivement comme un résidu. Dans cette nouvelle méthodologie, les cibles *ex ante* et *ex post* sont légèrement différentes la déviation moyenne reste limitée entre 0,1 et 0,7% du PIB (en valeur absolue) pour les différents pays sur la période 2004-2009.

### 1.4.2 Disparités européennes

Au delà d'estimations de mésalignements pour l'ensemble de la zone euro, les disparités intra-européennes doivent être examinées plus en détail. Les mésalignements ne sont pas de la même ampleur pour chaque membre de la zone, en raison d'une hétérogénéité entre les différents pays qui reste importante. Les deux sources les plus évidentes d'hétérogénéité sont la structure du commerce extérieur, qui diffère grandement d'un pays à l'autre, et les différences entre les taux d'inflation

domestiques, qui sont moins importantes, mais pas négligeables. Ces deux sources d'hétérogénéité explique la dispersion des taux de change effectifs en termes nominaux et réels, comme le montre la figure 1.5.




Source : calculs de l'auteur. Les taux de change effectifs réels sont des moyennes annuelles de données mensuelles, base 100 en 2000 (Banques des Règlements Internationaux).

FIGURE 1.5 – Taux de change effectif nominal et réel

Le premier point à souligner est que les taux de change effectifs sont plus stables au niveau de chaque pays européen qu'au niveau de l'ensemble de la zone en raison de l'importance du commerce intra-européen. Entre 2001 et 2008, l'appréciation de l'euro a été plus limitée au niveau national qu'au niveau de la zone dans son ensemble. Cette fonction de stabilisation de l'euro est un argument important en faveur de l'unification monétaire.

Le second point concerne la dispersion entre pays. En termes nominal, l'Allemagne a subi la plus forte appréciation depuis 2001, en raison de l'importance du commerce extra-zone pour ce pays, alors que, inversement, l'appréciation de l'euro a été plus limitée en Espagne où le commerce intra-zone occupe une place plus grande. Pour les taux de change réels effectifs, qui sont cruciaux pour la compétitivité, c'est le contraire. La dispersion est plus notable entre les pays, en raison des différences entre les taux d'inflation. Dans ce cas, l'Allemagne a souffert d'une appréciation plus limitée, grâce à des taux d'inflation faibles, alors que l'Espagne a fait face à une appréciation plus forte.

Ces divergences ont un impact important sur la croissance et sur l'emploi dans chaque pays. Mais l'hétérogénéité européenne recouvre un ensemble large de facteurs, tels que la qualité de la spécialisation internationale, les paramètres de compétitivité hors-prix, l'efficacité du système national d'innovation, la nature des relations salariales ou les caractéristiques du système financier et ses liens avec le secteur productif. Toutes ces formes institutionnelles influencent indirectement les performances économiques nationales. Dans une certaine mesure, elles se reflètent dans le niveau et dans l'évolution du taux de change d'équilibre des pays européens tels qu'ils ont été estimés. Comme pour le cas des principales monnaies, les tableaux suivants présentent les sous-évaluations ($e > 0$ et $r > 0$) ou surévaluations ($e < 0$ et $r < 0$) pour chaque « euro national » sur la période 1994-2011 en termes effectifs réels (voir tableau 1.6) et en termes bilatéraux vis-à-vis du dollar (voir tableau 1.7). Les tests de sensibilité sont réalisés pour évaluer la sensibilité des résultats aux estimations des équilibres internes et externes et aux paramètres du modèle de commerce (voir annexe A).

La somme pondérée (par le PIB) des mésalignements intra-européens est égale au mésalignement de l'euro. Nos estimations sont produites par les modèles nationaux. La somme pondérée de ces mésalignements est proche du mésalignement de l'euro produit par le modèle multinational. Lorsqu'il y a un écart, nous répartissions la différence (entre le mésalignement de l'euro et la somme pondérée des mésalignements intra-européens) proportionnellement au poids du pays dans le PIB de la zone euro.

Premièrement, il apparait que les mésalignements de chaque « euro national » sont assez différents de ce qui est observé pour l'euro. Les mésalignements de l'euro en termes réels effectifs sont plus limités, plus particulièrement la sous-évaluation du début des années 2000. Ce qui contraste clairement avec les mésalignements nationaux. Par conséquent, les contraintes exercées sur chaque pays par la politique de change de l'euro sont très différentes.

Deuxièmement, la position relative de chaque « euro national », en termes de mésalignements, n'est pas permanente et peut varier dans le temps selon les ajustements structurels qui affectent chaque économie. Les cas de l'Allemagne et de la France sont intéressants à examiner dans cette perspective. Au milieu des années 1990, l'« euro-mark », qui était en fait le mark allemand à cette époque,

était surévalué (de près de 7% en termes effectifs réels et de près de 18% face au dollar) à la suite de la réunification allemande. Cette réunification a induit des transferts massifs de ressources de l'Ouest vers l'Est, entrainant une dérive des coûts unitaires et une réduction significative des surplus extérieurs allemands. Lors du lancement officiel de l'euro en 1999, l'« euro-mark » était toujours surévalué. Alors que la position globale de l'euro était à l'équilibre à cette période. Depuis la fin des années 1990, l'économie allemande a réalisé un processus d'ajustement douloureux par des réductions des coûts et par des restructurations industrielles avec des délocalisations de certaines activités. Cette stratégie a considérablement freiné la croissance économique en Europe lors de cette période mais a contribué à reposer de nouvelles fondations pour la compétitivité allemande. En conséquence, au milieu des années 2000, l'« euro-mark » est devenu sous-évalué (de près de 18% en termes effectif réel et de près de 35% face au dollar) alors que l'euro, pour l'ensemble de la zone, restait proche de l'équilibre.

| *rc* | *FRA* | *GER* | *ITA* | *SPA* | *AUT* | *FIN* | *IRL* | *NLD* | *PRT* | *GRC* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *1994* | 0,3 | -13,4 | 6,3 | 3,8 | -5,9 | -4,6 | 0,9 | -2,1 | 6,7 | 16,8 |
| *1995* | 3,9 | -6,9 | 13,7 | 13,4 | -5,8 | 9,7 | 6,3 | 3,3 | 17,1 | 9,0 |
| *1996* | 9,5 | 0,9 | 15,0 | 7,1 | -3,6 | 14,9 | 6,4 | 6,1 | 0,8 | 0,5 |
| *1997* | 17,4 | -1,0 | 10,5 | 5,5 | -6,5 | 19,2 | 2,8 | 4,0 | -13,8 | -5,0 |
| *1998* | 15,9 | -4,7 | 5,6 | 0,5 | -3,0 | 18,0 | -0,2 | -1,6 | -19,7 | -2,3 |
| *1999* | 22,7 | -4,9 | 5,0 | -4,7 | 0,3 | 20,7 | 3,6 | 2,5 | -25,0 | -8,6 |
| *2000* | 13,0 | -2,8 | 5,0 | -7,4 | 6,7 | 27,1 | 3,4 | 1,9 | -29,9 | -11,7 |
| *2001* | 19,6 | 8,6 | 10,9 | -4,6 | 8,6 | 34,3 | 6,6 | 5,6 | -28,6 | -5,7 |
| *2002* | 12,4 | 13,5 | 5,9 | -5,1 | 19,9 | 33,1 | 3,9 | 1,9 | -20,7 | -6,1 |
| *2003* | 2,9 | 8,1 | -1,0 | -9,8 | 8,8 | 17,9 | -0,9 | 3,0 | -14,5 | -8,1 |
| *2004* | 1,6 | 17,8 | 6,8 | -16,1 | 9,7 | 21,4 | 1,3 | 7,8 | -22,7 | 3,5 |
| *2005* | -7,0 | 17,3 | 4,6 | -30,3 | 9,2 | 11,2 | -1,8 | 7,4 | -36,1 | -5,1 |
| *2006* | -7,4 | 19,3 | 2,1 | -40,0 | 10,6 | 12,2 | -2,5 | 9,0 | -37,3 | -20,9 |
| *2007* | -9,0 | 23,6 | 4,9 | -48,3 | 15,4 | 16,7 | -6,2 | 8,4 | -31,5 | -31,4 |
| *2008* | -13,9 | 22,2 | 1,9 | -48,8 | 20,3 | 12,0 | -7,6 | 7,8 | -41,9 | -33,4 |
| *2009* | -9,6 | 21,4 | 2,9 | -17,1 | 12,2 | 4,4 | 0,3 | 6,3 | -30,8 | -20,7 |
| *2010* | -11,8 | 21,8 | -1,2 | -15,2 | 10,9 | 4,8 | 7,6 | 9,1 | -25,1 | -18,5 |
| *2011* | -13,0 | 23,1 | 3,1 | -5,5 | 14,4 | 1,5 | 7,0 | 11,5 | -7,9 | -21,8 |

Source : calculs de l'auteur. Mésalignements en termes effectifs réels. Prévisions pour 2011.

TABLE 1.6 – Mésalignements de change des pays européens (*rc*)

La France est, assez largement, dans une situation opposée. Dans la deuxième partie des années 1990, l'« euro-franc » était sous-évalué (de plus de 17% en termes effectifs réels et de plus de 12% face au dollar). La France a tiré avantage des difficultés économiques de l'Allemagne et de sa stratégie de long terme de désinflation compétitive. Cette situation n'a pas duré. Depuis le milieu des années 2000, l'« euro-franc » est devenu de plus en plus surévalué en contraste avec un euro « global » proche de sa valeur d'équilibre. Cela a induit de fortes contraintes sur l'économie française lors de cette période et reflète des problèmes structurels de compétitivité qui n'ont pas été résolus depuis les années 1990. Ces problèmes ont été réduits uniquement en raison des difficultés allemandes consécutives à la réunification et de la stratégie de désinflation compétitive, qui s'est révélée être une solution de court terme, sans surmonter les difficultés plus structurelles.

L'Espagne et l'Italie sont d'autres cas intéressants à examiner. À la suite des dévaluations qui ont eu lieu lors de la crise du Système Monétaire Européen, la peseta et la lire ont été sous-évaluées lors de la seconde partie des années 1990 (d'environ 13% en termes effectif réel, moins face au dollar). Mais comme pour le franc français, cela n'a pas duré. Après le lancement de l'euro, nous observons une surévaluation de l'« euro-peseta » et dans une moindre mesure de l'« euro-lire », qui s'est renforcée. Ces surévaluations reflètent de grands écarts de compétitivité au sein de la zone euro. En fait, les contraintes étaient moins importantes dans le cas de l'Italie que dans le cas de l'Espagne, avec le gonflement de la bulle immobilière au début des années 2000. La grande surévaluation de l'« euro-peseta » (de près de 50% en termes effectifs réels) étaient largement liée à une productivité insuffisante et à un niveau faible de recherche et développement dans un contexte de croissance économique insoutenable. Le Portugal est un autre cas de pays d'économie du Sud de l'Europe touchée par la surévaluation de sa devise depuis le début des années 1990. Avec une faible productivité, une localisation périphérique et une spécialisation dans les produits à bas coûts, l'économie portugaise n'a jamais réussi à inverser la situation au sein des contraintes de la zone euro.

À l'opposé, l'Irlande est une illustration d'une stratégie de rattrapage qui a été plus réussie, au moins jusqu'au début des années 2000. Jusqu'à cette période, le taux de change est resté proche de sa valeur d'équilibre. Mais, depuis 2002, l'économie irlandaise est devenue plus déséquilibrée avec une bulle immobilière,

| *e* | *FRA* | *GER* | *ITA* | *SPA* | *AUT* | *FIN* | *IRL* | *NLD* | *PRT* | *GRC* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *1994* | -1,7 | -16,5 | 5,1 | 2,4 | -9,6 | -6,6 | 0,9 | -4,5 | 6,3 | 17,7 |
| *1995* | -3,6 | -15,9 | 7,2 | 7,6 | -16,1 | 2,4 | 0,1 | -4,3 | 13,8 | 2,4 |
| *1996* | 0,7 | -9,6 | 6,4 | -1,7 | -15,3 | 5,8 | -2,5 | -3,0 | -9,3 | -10,0 |
| *1997* | 12,8 | -8,8 | 4,3 | -0,4 | -15,3 | 14,2 | -3,2 | -1,5 | -25,2 | -13,4 |
| *1998* | 11,2 | -12,6 | -1,0 | -6,4 | -11,1 | 13,6 | -5,9 | -9,2 | -33,3 | -10,2 |
| *1999* | 20,5 | -11,4 | -0,1 | -11,5 | -5,3 | 18,0 | -1,3 | -2,9 | -39,8 | -16,2 |
| *2000* | 19,4 | 1,0 | 10,0 | -5,4 | 12,2 | 36,8 | 7,8 | 6,1 | -38,0 | -10,6 |
| *2001* | 27,5 | 14,0 | 17,2 | -1,1 | 15,6 | 44,1 | 9,9 | 10,8 | -34,8 | -2,7 |
| *2002* | 22,4 | 23,3 | 14,9 | 2,0 | 33,0 | 46,4 | 9,0 | 9,5 | -19,3 | 0,6 |
| *2003* | 16,0 | 22,3 | 12,0 | 0,7 | 24,5 | 34,7 | 8,0 | 16,0 | -6,9 | 3,3 |
| *2004* | 17,3 | 35,6 | 23,3 | -4,3 | 28,9 | 40,5 | 12,4 | 25,0 | -14,4 | 19,8 |
| *2005* | 15,2 | 43,7 | 29,1 | -14,4 | 36,2 | 37,9 | 16,5 | 32,7 | -26,3 | 17,9 |
| *2006* | 16,0 | 48,2 | 28,0 | -25,9 | 40,4 | 41,6 | 17,4 | 37,0 | -27,5 | 0,1 |
| *2007* | 1,4 | 40,4 | 18,0 | -49,8 | 33,3 | 32,9 | 2,6 | 22,9 | -30,5 | -26,6 |
| *2008* | -2,1 | 41,4 | 17,3 | -48,2 | 41,5 | 30,2 | 3,9 | 23,9 | -40,4 | -27,0 |
| *2009* | 3,3 | 40,4 | 18,8 | -7,3 | 31,3 | 21,1 | 11,7 | 21,9 | -25,3 | -8,7 |
| *2010* | 2,3 | 42,5 | 15,6 | -3,0 | 31,6 | 23,0 | 21,7 | 27,4 | -16,1 | -4,4 |
| *2011* | 3,2 | 46,1 | 23,0 | 11,7 | 39,2 | 21,2 | 22,4 | 32,6 | 8,8 | -6,0 |

Source : calculs de l'auteur. Mésalignements en termes bilatéral vis-à-vis du dollar. Prévisions pour 2011.

TABLE 1.7 – Mésalignements de change des pays européens ($e$)

bien que la surévaluation de l'« euro irlandais » soit restée assez limitée. Cela illustre le fait que les petites économies très ouvertes souffrent des mésalignements de change plus limités, comme le montre l'équation 1.18, où on observe une relation non-linéaire entre le taux d'ouverture et le mésalignement [14]. Le cas du Portugal illustre le cas d'une petite économie peu ouverte où le mésalignement est de grande ampleur en raison de grands déséquilibres liés à des faiblesses structurelles.

Les Pays-Bas, l'Autriche et la Finlande, trois petites économies ouvertes de l'Europe alpine et du nord, parfois appelées social-démocrates, sont les derniers cas à étudier. Les Pays-Bas et l'Autriche ont gardé leurs taux de change d'équilibre proche de l'équilibre durant une grande partie de la période étudiée, bien que la monnaie autrichienne était légèrement surévaluée durant la seconde partie des années 1990, en raison de fortes connections avec l'Allemagne. Inversement, le mark finlandais était plus surévalué durant la seconde partie des années 1990 (autour de 15% en termes effectifs réels), grâce à de large dévaluations après la crise 1991-1992. Cette sous-évaluation a été progressivement réduite, mais préservée grâce à une amélioration structurelle des performances extérieure finlandaise et à un effort croissant en recherche et développement.

Pour résumer, au delà d'estimations de mésalignements de taux de change pour l'euro, d'importantes disparités sont observées entre les « euros nationaux ». Les mésalignements de l'euro ne représentent pas un indicateur pertinent pour chaque membre de la zone euro. Les mésalignements semblent plus importants pour chaque membre de la zone euro que pour la zone euro dans son ensemble. Plus spécifiquement, durant la première partie des années 2000, la sous-évaluation de l'« euro mark » contraste avec la surévaluation de l'« euro franc » et de l'« euro peseta ». Nous verrons les conséquences qui en résultent en termes de politiques économique au sein de la zone euro dans le chapitre 5 ci-dessous.

## 1.5 Conclusion

Les déséquilibres des balances courantes ont fortement augmenté depuis le milieu des années 1990 et ont été réduits partiellement depuis l'éclatement de la crise

14. Plus le taux d'ouverture est grand et plus le mésalignement de change, en valeur absolue, est petit.

en 2007. Ces déséquilibres reflètent en partie des mésalignements de change, un thème largement abordé dans la littérature. Mais ces déséquilibres, qui ont augmenté dans les années 2000, sont aussi importants dans la zone euro. Ce type d'analyse ne doit pas être réduit à de simples estimations des mésalignements de l'euro au niveau mondial en raison de contraintes spécifiques qui existent pour chaque économie nationale de la zone euro. Ce chapitre a étudié dans quelle mesure les déséquilibres intra-européens reflètent des mésalignements de change pour chaque « euro national ». Notre argument central est que le mésalignement de l'euro n'est pas un indicateur pertinent pour chaque pays européen.

Une approche FEER a été utilisée, combinant des méthodologies précédentes et des développements récents (Cline 2008) afin de résoudre le problème soulevé par le traitement du pays résiduel. En utilisant des données de panel, les balances courantes d'équilibre ont été estimées pour les principaux pays et pour chaque membre de la zone euro. Une analyse en deux étapes a été choisie pour estimer puis comparer les mésalignements, premièrement au niveau international pour l'euro, puis au niveau européen pour chaque « euro national ».

Premièrement, en utilisant un modèle du commerce extérieur, un FEER a été estimé pour les principales monnaies. Nos résultats ont confirmé la surévaluation du dollar et la sous-évaluation de l'euro lors de la première partie des années 2000, qui ont été progressivement réduites alors qu'une sous-évaluation durable du yuan a émergé lors de la deuxième partie des années 1990. Toutefois, en termes de mésalignements effectifs réels, les mésalignements de la zone euro sont restés limités, plus particulièrement depuis le milieu des années 2000. Ce qui contraste avec ce qui est observé au niveau de chaque pays européen.

Deuxièmement, un FEER a été estimé pour chaque pays de la zone euro, en utilisant des modèles nationaux et en liant les estimations de FEER nationaux au modèle multinational pour obtenir des mésalignements bilatéraux pour chaque « euro national ». Les résultats montrent que d'importantes disparités sont observées entre les « euro nationaux ». Les mésalignements apparaissent plus importants pour chaque membre de la zone euro que pour la zone euro dans son ensemble. Lors de la première partie des années 2000, la sous-évaluation de l'« euro mark » a contrasté avec la surévaluation de l'« euro franc » et de l'« euro peseta ». Les pays du Sud de l'Europe ont été plus touchés par la surévaluation alors que les petits

pays très ouvert restent proche de l'équilibre.

Plus généralement, les mésalignements de change de chaque « euro national » ont varié à moyen-long terme en fonction des ajustements structurels qui se sont produits dans chaque pays. Ils ont également été induits par des chocs asymétriques (comme à la suite de la réunification allemande lors des années 1990) ou par des régimes de croissance spécifiques (comme la bulle immobilière espagnole ou irlandaise dans les années 2000).

Les disparités entre pays européens ont eu d'importantes conséquences dans la définition de politiques économiques au niveau de l'Union Européenne, puisque ces pays ont été soumis à des contraintes divergentes. Une surévaluation durable entraine un handicap permanent pour l'économie en question qui peut être compensé uniquement par des ajustements douloureux (comme ce fut le cas en Allemagne dans les années 1990). Pour réduire ces coûts d'ajustement, il n'y a pas de dispositifs économiques approprié *au niveau de l'Union*, comme des fonds structurels pour financer des nouvelles activités ou des secteurs qui subissent des restructurations. Cela pourrait justifier l'utilisation de politiques structurelles *au niveau national*, pour compenser temporairement les effets négatifs des mésalignements sur la croissance, mais ce type de politique est en contradiction avec les règles actuelles de fonctionnement de l'Union. Une sous-évaluation durable entraine, à contrario un avantage qui peut graduellement disparaître sans progrès structurels (comme en France dans la seconde partie des années 1990) ou qui peut être utilisé pour améliorer la qualité de la spécialisation internationale à travers la recherche et développement, et des politiques d'incitations (e.g. l'économie finlandaise). Dans cette perspective, un avantage cumulatif peut être généré.

Pour finir, ces résultats pour les années 2000, nous conduisent à noter les similarités entre la situation actuelle des mésalignements au sein de la zone euro et la situation observée dans les années 1980, au sein du Système Monétaire Européen où la sous-évaluation du deutschemark était compensée par la surévaluation des autres monnaies européennes (Couharde et Mazier 2001).

# CHAPITRE 2

## Dimension temporelle et taux de change d'équilibre : une comparaison FEER / BEER

Comme nous l'avons mentionné au chapitre précédent, la montée des déséquilibres de balance courante, observée depuis le milieu des années 1990, a impliqué, d'une part, des déficits marqués au sein des pays développés (et particulièrement aux États-Unis) et, d'autre part, d'important excédents dans certaines économies émergentes telles que la Chine [1]. De plus, même si la zone euro a une position équilibrée vis-à-vis du reste du monde en termes de balance courante et de position extérieure nette, une forte hétérogénéité est observée au sein de la zone. En fait, alors que l'Allemagne est un pays créancier vis-à-vis du reste du monde cumulant d'impressionnants surplus depuis le milieu des années 2000, plusieurs pays membres souffrent de déficits courants chroniques et d'une position extérieure nette très dégradée en % du PIB. Ces déséquilibres peuvent être considérés comme une menace pour la stabilité macroéconomique globale dans la mesure où ils représentent des déséquilibres en termes de taux de croissance, de taux d'épargne et d'investissement et de mésalignements de change (qui peuvent être sujets à des

1. Ce chapitre est basé sur López-Villavicencio, Mazier et Saadaoui 2012a, 2012b. Les estimations de FEER pour les pays émergents sont extraites de Aflouk et al. 2010.

ajustements brutaux).

Depuis le 27 septembre 2010 et l'intervention de Guido Mantega, le ministre des finances du Brésil, la « guerre des monnaies » est à l'origine de vives tensions internationales et porte le thème des mésalignements de taux de change, encore une fois, au cœur des discussions portant sur les politiques économiques internationales. En effet, certains pays sont accusés de maintenir leur taux de change à des niveaux artificiellement bas afin de dynamiser leurs exportations. Plusieurs observateurs proposent de considérer la sous-évaluation de la monnaie comme une subvention illégale à l'exportation et, par conséquent, de mettre en place des mesures de rétorsion pour contrebalancer le gain obtenu en maintenant une monnaie sous-évaluée. La question importante qui se pose, à ce stade, est alors de savoir comment calculer le mésalignement de taux de change.

Par définition, le mésalignement de taux de change est défini comme l'écart, en pourcentage, entre le taux de change observé et taux de change d'équilibre. Toutefois, même si la littérature qui traite de ce sujet est vaste, il n'existe toujours pas de consensus sur le point de référence auquel les taux de change devraient être comparés. En effet, plusieurs méthodologies peuvent être utilisées pour estimer les taux de change d'équilibre [2].

Plus spécifiquement, les mésalignements de change ont été étudiés en détail dans la littérature en utilisant deux principales approches : le taux de change d'équilibre comportemental (BEER) et le taux de change d'équilibre fondamental (FEER). Comme mentionné précédemment, le FEER est le niveau du taux de change qui permet d'atteindre simultanément les équilibres interne et externe à moyen terme (Williamson 1994). Inversement, l'approche BEER explique la dynamique du taux de change avec quelques variables (en général la position extérieure nette, les termes de l'échange et la productivité) qui influence le taux de change à long terme (Clark et MacDonald 1998) [3]. Dans l'approche NATREX (Allen et Stein 1997), une distinction théorique intéressante est faite entre court, moyen et long terme. Néanmoins, la stratégie empirique d'estimation employée dans cette approche peut-être considérée comme une approche BEER un peu plus complexe.

2. Voir Driver et Westaway 2004 pour une revue détaillée de la littérature sur ce sujet.

3. Pour mesurer les mésalignements, le gouvernement américain se repose sur les 3 méthodes privilégiées par le FMI qui sont proches des approches FEER et BEER.

Compte tenu de son importance dans l'analyse des politiques économiques, la littérature qui cherche à estimer les taux de change d'équilibre est très large. Néanmoins, il existe toujours des débats intenses autour de la question de la mesure la plus appropriée pour juger que le taux de change est sous ou surévalué [4]. Dans le cas de l'approche FEER, des questions ont été soulevées au sujet de la sensibilité des estimations aux élasticités à l'exportation et à l'importation ainsi que sur les méthodes utilisées pour estimer la balance courante d'équilibre. Inversement, l'approche BEER a été questionnée en raison de l'insuffisance de fondement théoriques et sur le manque de robustesse d'équations réduites [5].

En ce sens, l'objet de ce chapitre est de contribuer à la littérature sur les taux de change d'équilibre en analysant la dimension temporelle. En particulier, nous cherchons à comprendre les raisons économiques qui se cachent derrière les divergences entre estimations FEER et estimations BEER du mésalignement de change pour un échantillon large de pays. Pour ce faire, nous analysons, dans un cadre théorique unifié, les méthodologies FEER et BEER. Afin de comprendre les liens entre ces deux approches, nous étudions attentivement la dimension temporelle entre ces deux types de taux de change d'équilibre.

La contribution de ce chapitre, en comparaison avec d'autres études sur les taux de change d'équilibre, réside dans le fait que, souvent, les comparaisons sont faites sans prendre en compte suffisamment l'horizon temporel de chaque mesure, ce qui peut conduire à de sérieuses erreurs d'interprétation sur la nature et / ou l'ampleur du mésalignement. Nous analysons *deux concepts distincts de taux de change d'équilibre* (FEER / BEER), qui correspondent à deux horizons temporels différents (moyen terme / long terme) et deux objectifs de politique macroéconomique (stabilisation de la balance courante / stabilisation de la position extérieure nette) qui peuvent *temporairement diverger*, comme le montre le cas des États-Unis durant la seconde partie des années 2000 que nous étudierons ci-après. De plus, nous allons plus loin que la littérature précédente en identifiant un certain nombre de raisons qui se cachent derrière les divergences entre ces deux approches, un fait

4. Cheung, Chinn et Fujii 2009, Dunaway, Leigh et Li 2009, Schnatz 2011 étudient la robustesse des estimations de taux de change d'équilibre dans le cas du taux de change réel de la Chine.

5. Bussière et al. 2010 fournit une gamme de solutions permettant de traiter les incertitudes entourant les estimations de taux de change d'équilibre.

précédemment négligé.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La section suivante résume l'arrière-plan méthodologique et théorique. La section 2 teste empiriquement les liens temporels entre FEER et BEER. La section 3 étudie les différences entre ces deux approches et leurs implications en termes de politiques économiques. La dernière section clôt ce chapitre.

## 2.1 Temporalité dans les mesures FEER et BEER

Certains auteurs ont comparé les approches FEER et BEER dans le même cadre théorique (Driver et Westaway 2004 ; Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon 2009b ; Rubaszek et Rawdanowicz 2009). Une conclusion importante des ces études précédentes est que, en dépit de différences conceptuelles, ces deux approches peuvent être considérées comme compléments plutôt que substituts. Toutefois, ce type de comparaison semble être trompeur dans la mesure où elle néglige la dimension temporelle. Comme indiqué précédemment, le FEER est un concept de moyen terme dans lequel la balance courante atteint un niveau soutenable à moyen terme. Donc, il doit être perçu comme un équilibre de flux pertinent à moyen terme. Alors que le BEER est concept de long terme associé à un équilibre stock-flux où la position extérieure nette est stabilisée en pourcentage du PIB d'où une balance courante d'équilibre égale à zéro (Driver et Westaway 2004).

D'une part, la procédure pour générer les séries BEER est assez standard (voir Béreau, Villavicencio et Mignon 2010). Elle consiste à estimer une relation réduite de cointégration en panel entre le taux de change effectif réel et un ensemble de variables de la manière suivante :

$$q_{i,t} = \mu_i + \beta_1 NFA_{i,t} + \beta_2 prod_{i,t} + \beta_3 tot_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{2.1}$$

Avec $q$, logarithme du taux de change réel effectif du pays $i$, $\mu$, effets fixes, $NFA$, position extérieure nette en pourcentage du PIB, $prod$, logarithme du différentiel de productivité relative, $tot$, logarithme des termes de l'échange et $\varepsilon$, un bruit blanc. Selon les résultats de l'estimateur FMOLS, tous les coefficients de l'équation (2.1) ont les signes théoriques attendus : une amélioration de la position

extérieure nette ainsi que des gains de productivité relatifs et de meilleurs termes de l'échange, apprécient le taux de change réel effectif [6]. L'équation précédente corresponds au taux de change d'équilibre duquel on peut extraire le mésalignement ($z$). Le mésalignement est égal à la différence entre le taux de change observé et le taux de change d'équilibre. Par conséquent, on peut calculer les mésalignements BEER de la manière suivante :

$$z_{i,t} = q_{i,t} - \hat{\mu}_i + \hat{\beta}_1 NFA_{i,t} + \hat{\beta}_2 prod_{i,t} + \hat{\beta}_3 tot_{i,t} \tag{2.2}$$

Notons que la méthodologie BEER souffre de quelques inconvénients, tels que l'insuffisance de fondations théoriques et la sensibilité des résultats aux variables explicatives sélectionnées. Néanmoins, il est important de souligner qu'il a été montré que les estimations BEER sont assez robustes aux différentes spécifications (Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon 2009a).

D'autre part, le FEER est défini comme le niveau du taux de change qui permet de d'atteindre simultanément les équilibres interne et externe. Il est obtenu par une procédure en deux étapes qui a été décrite au chapitre précédent. Premièrement, pour les principales devises (dollar, euro, yuan, yen, livre sterling), les mésalignements FEER sont calculés à l'aide d'un modèle multinational où toutes les variables sont endogènes, excepté l'équilibre externe (balance courante soutenable) et l'équilibre interne (pleine utilisation du potentiel productif). L'équilibre externe est estimé à l'aide de données de panel. L'équilibre interne est lié à l'écart de production. Il est à noter que les estimations FEER ne sont pas obtenues pays par pays mais dans un cadre cohérent en s'appuyant sur un modèle du commerce extérieur des principales économies du monde. Pour les petits pays, les estimations sont liées au modèle multinational [7].

En effet, pour des économies plus petites à l'échelle mondiale, nous utilisons des modèles nationaux du commerce extérieur, dans lesquels les prix mondiaux et la demande mondiale sont exogènes. Dans ce cas, les mésalignements FEER, écrits

6. En fait, les coefficients estimés pour les variables $NFA$, $prod$, $tot$ sont 0,174 ; 0,181 ; 0,155 respectivement et significatifs à 1 %. Il est à noter que des résultats similaires ont été obtenus avec l'estimateur PMG.

7. La cohérence des estimations est assurée car il n'y a pas de différences majeures entre les estimations d'un modèle national ou d'un modèle multinational pour un pays relativement petit à l'échelle mondiale (Jeong et Mazier 2003)

en différence logarithmique $r = dLogR = dR \ / \ R = (R - R_e) \ / \ R_e$, sont calculés de la manière suivante :

$$r_i = \frac{1}{sx_i} . \left[ \frac{b_i}{mx_i} + \eta m_i di_i - \eta x_i d_i^* \right] \tag{2.3}$$

Avec $b$, la différence entre la balance courante observée et celle d'équilibre, en pourcentage du PIB, $di$ et $d^*$, la demande interne et la demande mondiale, respectivement, écrites en différence logarithmique également, $\eta x$ et $\eta m$, les élasticités volume à l'exportation et à l'importation, $sx$ et $mx$ sont des coefficients qui sont extraits du modèle du commerce extérieur où les comportements de marge sont possibles.

Plus précisément, pour comprendre théoriquement les liens temporels entre le BEER et le FEER, un modèle simple de balance courante, basé sur Clark et MacDonald 1998, peut être exprimé de cette manière :

$$CA = -KA \tag{2.4}$$

$$CA = ntb + nfar \tag{2.5}$$

$$ntb = b_0 + b_1 q + b_2 ydpot + b_3 yfpot \tag{2.6}$$

Avec $b_1 > 0$ ; $b_2 < 0$ and $b_3 > 0$ (nous observons une dépréciation effective réelle lorsque $q$ augmente).

$$nfar = f(q) \tag{2.7}$$

L'identité de la balance des paiements indique que la balance courante ($CA$) est égale à l'opposé du compte financier ($KA$). La balance courante est la somme du solde commercial net ($ntb$) et du rendement des actifs nets étrangers ($nfar$). Le solde commercial net est une fonction positive du taux de change effectif réel

($q$) et des produits de plein emploi des économies partenaires ($yfpot$). Le solde commercial net est une fonction négative du produit de plein emploi de l'économie domestique. L'équation (2.7) capture les effets des variations de taux de change sur le rendement des actifs nets étrangers ($nfar$).

En combinant l'équation (2.4) et (2.7), nous obtenons :

$$CA^* = f(q^{reer}, ydpot, yfpot) = -KA^* \tag{2.8}$$

Avec $CA^*$, le niveau de la balance courante d'équilibre à moyen terme. Pour déterminer le FEER, nous résolvons l'équation suivante :

$$q^{feer} = f\left(KA^*, ydpot, yfpot\right) \tag{2.9}$$

Nous obtenons le taux de change d'équilibre fondamental ($q^{feer}$) qui réalise simultanément les équilibres internes et externes pour tous les partenaires commerciaux.

Comme cela est souvent le cas, le BEER est obtenus en deux étapes. Premièrement, nous estimons une relation de long terme entre taux de change réel effectif et position extérieure nette ($nfa$), différentiels de productivité relative ($prod$) et les termes de l'échange ($tot$). Puis, dans un second temps, nous multiplions les valeurs observées par les coefficients du vecteur de cointégration pour obtenir le BEER.

$$q^{beer} = f\left(\bar{nfa}\,, \bar{prod}\,, \bar{tot}\right) \tag{2.10}$$

Ces deux mesures de taux de change d'équilibre sont implicitement liées puisque l'équilibre de flux (équations (2.9) et (2.11)) *n'est pas indépendant* de l'équilibre stock-flux (équation (2.10) et (2.12)).

***Moyen terme (équilibre de flux)***

$$CUR/GDP \neq 0 \tag{2.11}$$

***Long terme (équilibre stock-flux)***

$$\begin{aligned} &CUR/GDP = 0 \\ &\Delta\left(NFA/GDP\right) = 0 \end{aligned} \tag{2.12}$$

Le FEER est un concept de moyen terme. Ce taux de change permet à l'économie d'atteindre l'équilibre interne et externe simultanément. Le point essentiel est « comment définir l'équilibre ». Nous pouvons distinguer trois horizons temporels (court terme, moyen terme et long terme) avec un taux de change d'équilibre associé à chaque horizon temporel. Ces différentes mesures de l'équilibre peuvent ne pas être égales. Le concept du FEER peut être considéré comme un équilibre de moyen terme (de flux), comme défini dans l'équation (2.11), dans lequel la balance courante se situe à un niveau compatible avec une éventuelle convergence vers l'équilibre stock-flux (Driver et Westaway 2004).

Inversement, puisque l'approche BEER est basée sur une relation de cointégration entre le taux de change réel et les variables dites « fondamentales », il peut être considéré comme un concept de long terme. En ce sens, une des variables clés qui explique le taux de change réel est la position extérieure nette d'un pays tel que, lorsqu'un pays accumule des excédents courants, sa position extérieure nette augmente en % du PIB. Pour stabiliser sa position extérieure nette, sa monnaie doit s'apprécier en termes réels pour rejoindre l'équilibre ainsi la monnaie était sous-évaluée. Dans le long terme, la position extérieure nette en pourcentage du PIB est stabilisée donc la balance courante est égale à zéro. Cet équilibre de long terme correspond à l'équilibre stock-flux pour tous les agents dans l'économie, comme indiqué dans l'équation (2.12). Cet équilibre peut être atteint, mais cela peut prendre des années ou des décennies. Il est à noter que cette définition (de l'équilibre de long terme) a le mérite d'exclure les stratégies *à la* Ponzi (Cline et Williamson 2010b).

## 2.2 Liens temporels entre FEER et BEER

Comme il a déjà été mentionné, l'objet de ce chapitre est triple. Premièrement, nous comparons les mésalignements de change obtenus par les approches FEER

et BEER. Pour cela, nous étudions un groupe de dix-sept économies industrialisées et émergentes sur la période 1982-2007 (États-Unis (USA), Royaume-Uni (UK), Zone euro (EU), Japon (JPN), Corée (KOR), Chine (CHN), Brésil (BRA), Inde (IND), Mexique (MEX), Argentine (ARG), Chili (CHL), Colombie (COL), Indonésie (INS), Malaisie (MYS), Philippines (PHL), Thaïlande (THA) and Uruguay (URU)). Deuxièmement, nous détectons les périodes de divergences entre ces deux mesures. Pour finir, nous identifions les raisons qui se cachent derrière ces divergences.

Certaines études ont comparé les approches FEER et BEER en utilisant une balance courante qui stabilise la positon extérieure nette à certain % du PIB (e.g. Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon 2009b). Ce type de comparaison semble trompeur dans la mesure où il néglige la dimension temporelle. En fait, le FEER est un concept de moyen terme où la balance courante atteint un niveau soutenable à moyen terme. Donc, il peut être considéré comme un équilibre de flux qui est précisément pertinent à moyen terme. Alors que le BEER est un concept de long terme associé a un équilibre stock-flux dans lequel la position extérieure nette est stabilisée en % du PIB et donc la balance courante est égale à zéro (Driver et Westaway 2004). En d'autre termes, par construction, tout comme les flux et les stocks, les deux mesures doivent être reliées dans le long terme, même si des divergences temporaires peuvent apparaitre entre elles.

Afin d'illustrer ce point, une fois que les deux séries de taux de change d'équilibre ont été estimées, nous procédons à une comparaison. Au delà de la corrélation entre la balance courante et le taux de change réel effectif (voir section suivante), nous pouvons comparer les deux séries d'une autre manière en testant l'existence d'une relation de long terme entre ces deux mesures de taux de change d'équilibre. En d'autre termes s'il existe une relation de long terme (ou une combinaison linéaire stationnaire) compatible avec une éventuelle convergence de l'équilibre de flux (FEER) vers l'équilibre stock-flux (BEER).

Dans une étude précédente (Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006), il a été montré que les FEERs sont cointégrés avec les taux de change réels (REERs). Ce qui implique que l'approche FEER représente un progrès par rapport à l'approche PPA dans l'explication des tendances de moyen et long terme des taux de change réels des principaux pays industrialisés. Le FEER est un processus non-stationnaire

et est cointégré avec le taux de change réel ; il représente une amélioration par rapport à la PPA dans la mesure où il explique la tendance de long terme suivie par le taux de change réel. De plus, les BEERs sont cointégrés avec les REERs dans la mesure où ils cherchent à expliquer le comportement de long terme du taux de change réel (Clark et MacDonald 1998).

Dans la même veine, nous trouvons que les FEERs et les BEERs sont des processus non-stationnaires (annexe B). La prochaine étape consiste en utilisant des techniques économétriques en données de panel de tester s'il existe une relation de cointégration entre ces deux séries. Selon les résultats des tests de cointégration (tests de cointégration de Pedroni), nous rejetons fortement l'hypothèse de non-cointégration à 1 % (voir annexe B).

Donc, étant donné que les BEERs et les FEERs sont intégrés et cointégrés, nous estimons l'équation de long terme suivante :

$$feer_{i,t} = \alpha_i + \beta beer_{i,t} + \mu_{i,t} \tag{2.13}$$

où les variables en minuscule représentent des logarithmes naturels [8]. Afin d'estimer la relation de long terme dans un panel cointégré, nous implémentons les estimateurs FMOLS et DOLS (Pedroni 2001) et l'estimateur PMG (Pesaran, Shin et Smith 1999).

Les résultats, présentés dans le tableau 2.1, confirme qu'il existe une relation de long terme compatible avec une éventuelle convergence de l'équilibre de flux (FEER) vers l'équilibre stock-flux (BEER). En effet, comme le montre la valeur du coefficient de long terme ($\beta$), quand le BEER augmente (se déprécie) de 1%, le FEER augmente (se déprécie) d'environ 0,8%. Toutefois, il est important de noter que la relation de cointégration entre le FEER et le BEER n'implique pas de convergence entre ces deux mesures de taux de change d'équilibre mais simplement l'existence d'une relation stable entre elles. En effet, la stationnarité des résidus implique que même si ces deux mesures peuvent diverger à court terme, dans le long terme ces deux séries sont caractérisées par une relation stable. L'annexe B présente les résultats de la relation de long terme entre FEERs et BEERs pour

8. Même si notre mesure de référence pour le BEER a été obtenue par l'estimateur FMOLS, une comparaison a été effectuée en utilisant les différents résultats de la méthodologie PMG pour s'assurer de la robustesse des résultats.

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 0,88*** | 0,00 |
| *DOLS* | 0,72*** | 0,00 |
| *PMG* | 0,92*** | 0,00 |
| *Test d'Hausman* | 0,55 | 0,45 |
| *Nombre d'individus* | 17 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 442 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 2.1 – Relation de long terme entre FEERs et BEERs

les pays émergents uniquement. Les résultats semblent robustes à différentes sous-périodes et à différents groupes de pays.

## 2.3 Comparaisons entre FEER et BEER

En termes de coopération monétaire internationale, l'approche la plus pertinente semble être l'approche FEER car elle se focalise sur les déséquilibres de balances courantes à moyen terme. Dans ce contexte, l'approche BEER semble moins pertinente en raison de son horizon temporel. En effet, les chiffres suggèrent que les stocks d'actifs ne sont pas stabilisés à moyen terme en pourcentage du PIB, comme en témoignent les évolutions des positions extérieures nettes des pays émergents et industrialisés [9]. Néanmoins, une comparaison des estimations FEER et BEER donne quelques éclairages intéressants.

Le premier diagnostic peut être fait via deux indicateurs : l'écart moyen absolu entre le FEER et le BEER et le coefficient de corrélation entre les mésalignements produits par les deux approches. Selon nos résultats, présentés dans le tableau 2.2,

9. Cette affirmation reste vraie même dans le cas où le moyen terme est défini comme une période durant cinq ou dix ans. Toutefois, on observe une stabilisation des positions extérieures nettes depuis le déclenchement de la crise en raison de la réduction des déséquilibres courants.

l'écart moyen absolu est d'environ 16% pour l'ensemble de l'échantillon mais est inférieur pour deux tiers des pays étudiés. De la même manière, le coefficient de corrélation est supérieur à 0,5 pour deux tiers des pays étudiés. Il est intéressant de constater que le FEER et le BEER donnent des estimations plus divergentes, tant en termes de corrélation qu'en termes d'écart moyen absolu, pour les trois principaux pays émergents, à savoir, la Chine, le Brésil et l'Inde mais également pour certaines périodes pour les pays industrialisés (États-Unis au milieu des années 2000, Japon au début des années 1980). Dans l'ensemble, les résultats sont plus convergents pour les pays industrialisés ainsi que pour le Mexique, le Chili, la Malaisie et l'Indonésie.

| | | *Écart moyen absolu* | |
|---|---|---|---|
| | | *En-dessous de la moyenne* | *Au-dessus de la moyenne* |
| *Corrélation* | *Au-dessus de 50 %* | USA, zone Euro, Japon, Mexique, Corée, Indonésie, Malaisie, Chili | Argentine, Colombie, Uruguay |
| | *En-dessous de 50 %* | R-U, Philippines, Thaïlande | Chine, Brésil, Inde |

L'écart moyen absolu correspond à la différence absolue moyenne entre FEER et BEER ; La corrélation est mesurée entre les mésalignements FEER et BEER. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 2.2 – Comparaison FEER-BEER

Une meilleure compréhension des divergences entre FEER et BEER serait utile pour éclairer des débats de politiques économiques sur la question des taux de change ou sur des questions plus structurelles. Pour une analyse simple des divergences (figure 2.1), il peut être rappelé que le BEER représente les écarts entre le taux de change observé et les variables fondamentales, qui sont assez stables si on les compare avec les grandes variations des taux de change réels. En général, une appréciation réelle au-dessus de cette valeur moyenne conduit à une surévaluation et, inversement, une dépréciation réelle conduit à une sous-évaluation. À l'opposé, le FEER est associé à une balance courante assez stable. Il en résulte que les mésalignements FEER représentent principalement des écarts entre la balance courante d'équilibre et la balance courante observée. Généralement, une balance courante qui croit au-dessus de la valeur d'équilibre mène à une sous-évaluation et, inversement, une balance courante décroissante mène à une surévaluation.

Par conséquent, de la manière dont ils ont été définis, il s'ensuit que les mésalignements FEER et BEER sont proches lorsque le taux de change réel effectif

et la balance courante sont corrélés entre eux (figure 2.1 et 2.2). Pour illustrer ce point, nous calculons le coefficient de corrélation linéaire entre la balance courante et le taux de change réel effectif pour l'ensemble des pays étudiés dans l'échantillon. Quand la corrélation est forte, les mésalignements FEER et BEER suivent la même trajectoire. À contrario, le FEER et le BEER divergent lorsque le taux de change réel et la balance courante sont plus déconnectés. En effet, comme on peut le voir dans la figure 2.3, qui trace le graphique de la corrélation entre balance courante et taux de change contre la corrélation des deux séries de mésalignements, il y a clairement une relation positive entre les deux corrélations. En effet, pour certain pays (comme les États-Unis) l'évolution de la balance courante est très fortement connectée au taux de change et, dans le même temps, les mesures FEER et BEER ne sont pas significativement différentes ; au Brésil, en Inde et dans d'autres pays, nous observons de faibles corrélations entre la balance courante et le taux de change, d'une part, et entre FEER et BEER, d'autre part.

Les divergences entre FEER et BEER peuvent être mieux comprises en prenant en compte deux facteurs structurels : la formation des prix internationaux et ses effets sur la balance courante, d'une part, et les effets de valorisation et leurs effets sur la position extérieure nette, d'autre part. Ces points seront illustrés successivement par des études de cas.

Premièrement, pour le Japon, la période la plus frappante de déconnexion entre les mésalignements FEER et les mésalignements BEER s'est produite dans la première partie des années 1980. La balance courante a augmenté de 1 à 4% du PIB en dépit d'une appréciation réel effective de 40% entre 1982 et 1986. Par conséquent, la mesure FEER enregistre une sous-évaluation croissante et la mesure BEER une sous-évaluation décroissante (figure 2.1). Ce constat peut être relié à la forte déconnexion qui existe au Japon entre le taux de change réel effectif mesuré avec un indice des prix à la consommation et la compétitivité prix à l'export en raison de la nature de la spécialisation internationale de ce pays. Les firmes japonaises ont pu préserver leur compétitivité à l'export pendant une période assez longue en dépit d'une réévaluation réelle du yen (figure 2.4). Cela a été particulièrement le cas au Japon durant la première partie des années 1980. Une observation similaire peut être faite pour le milieu des années 1990 où la surévaluation du yen était plus prononcée selon le BEER.

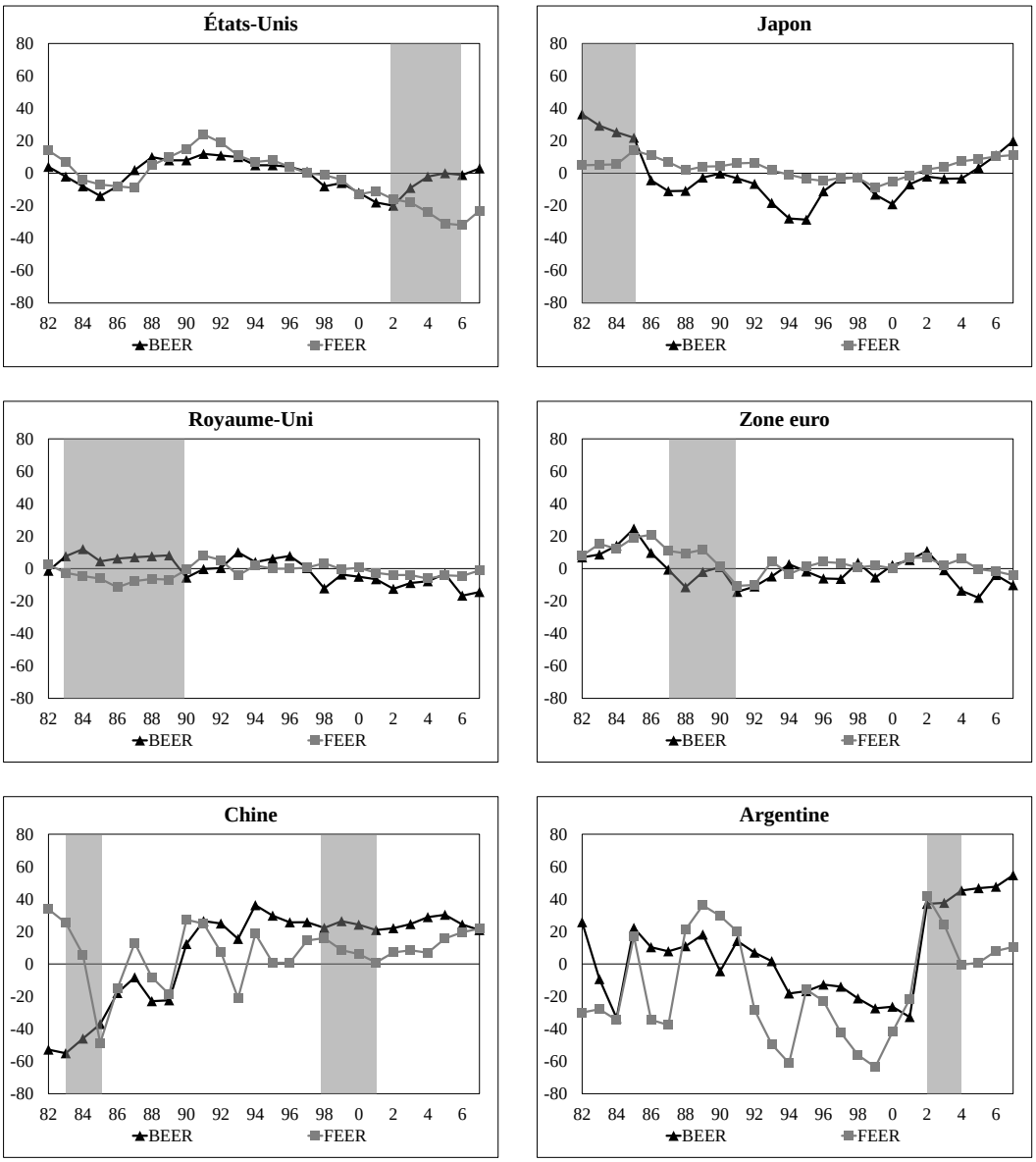



FIGURE 2.1 – Mésalignements FEER et BEER en %

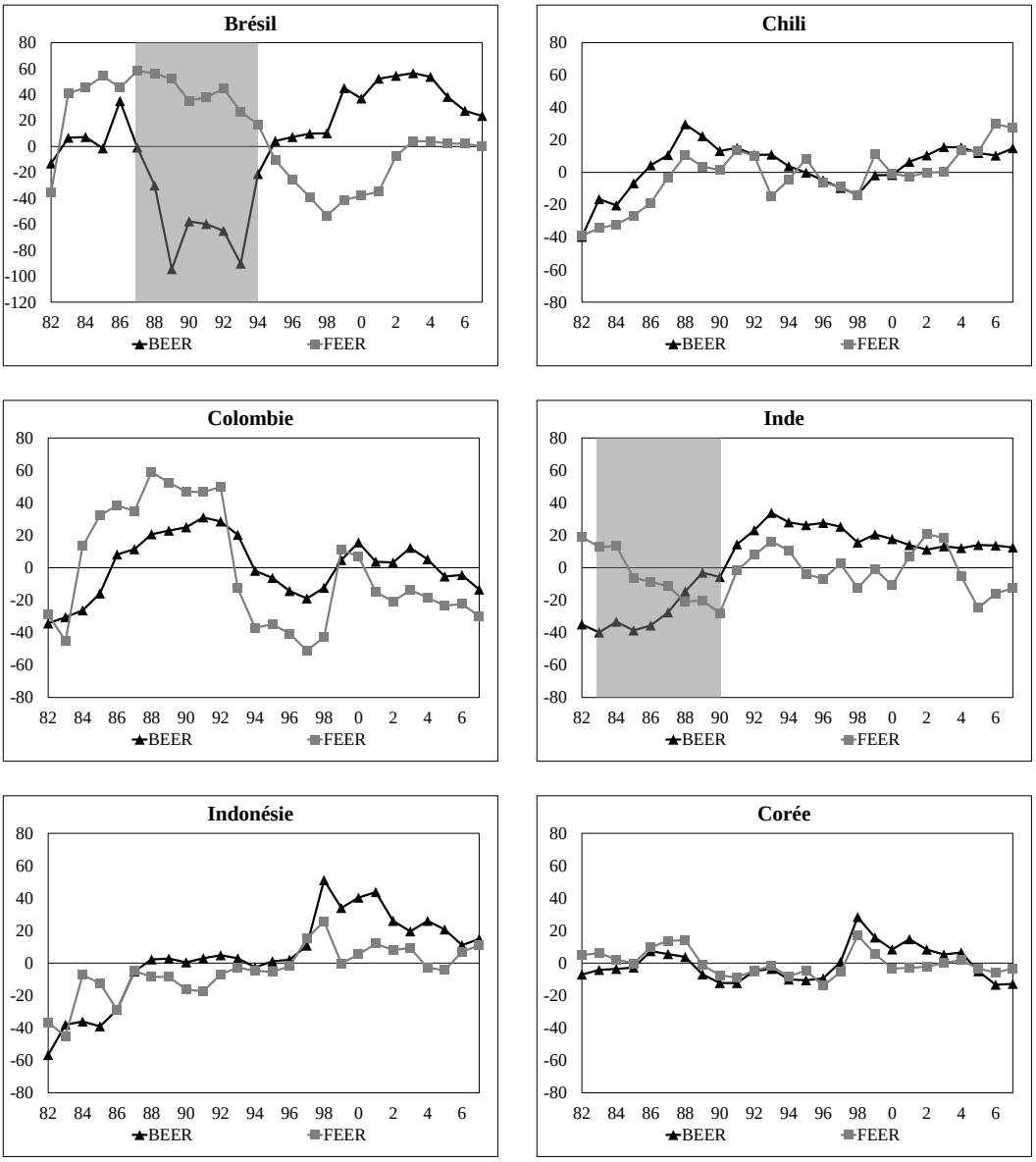
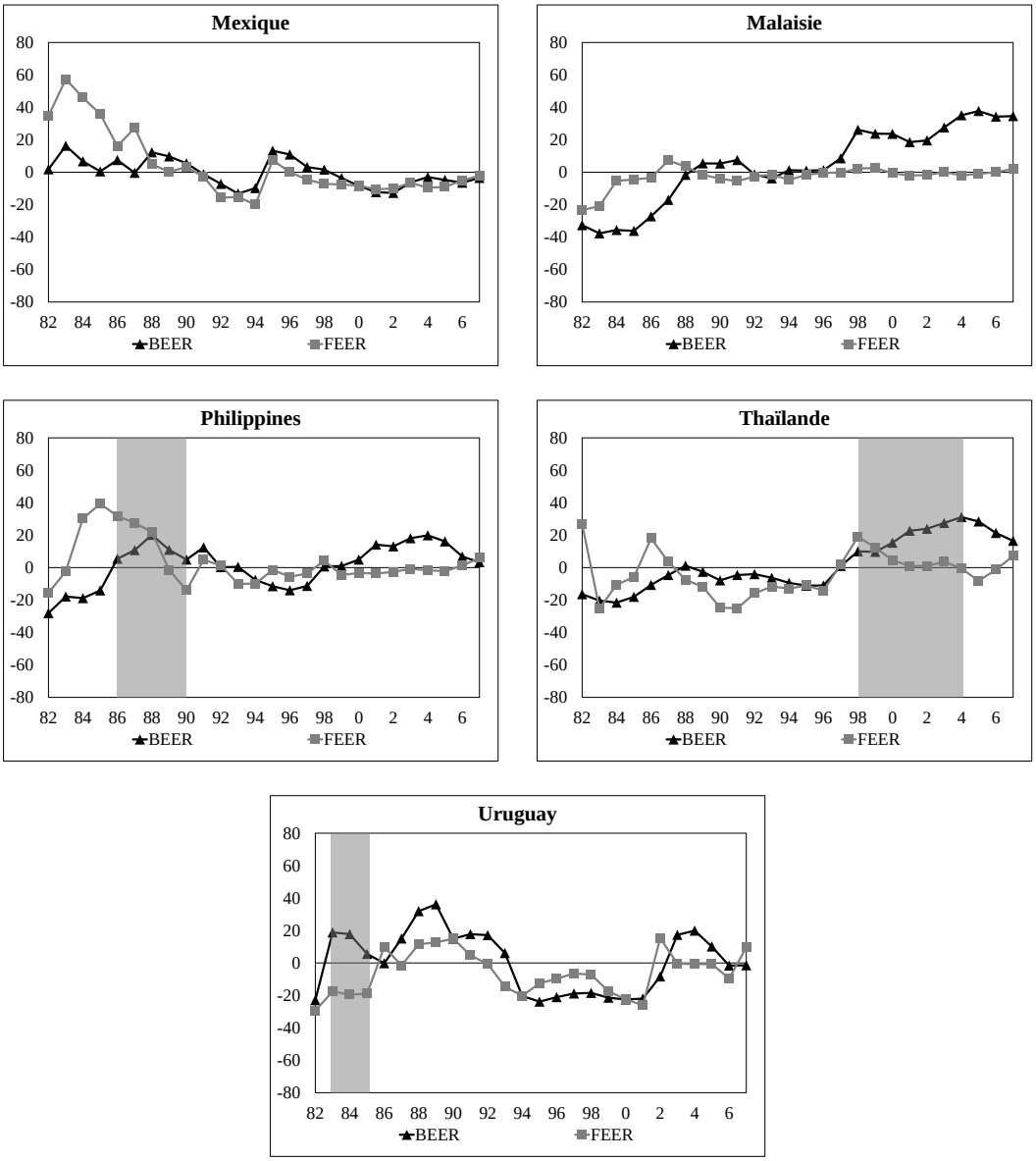



FIGURE 2.1 – Mésalignements FEER et BEER en % (suite)




Source : calculs de l'auteur. Un nombre négatif indique une surévaluation et un nombre positif indique une sous-évaluation en pourcentage de la valeur observée.

FIGURE 2.1 – Mésalignements FEER et BEER en % (suite et fin)

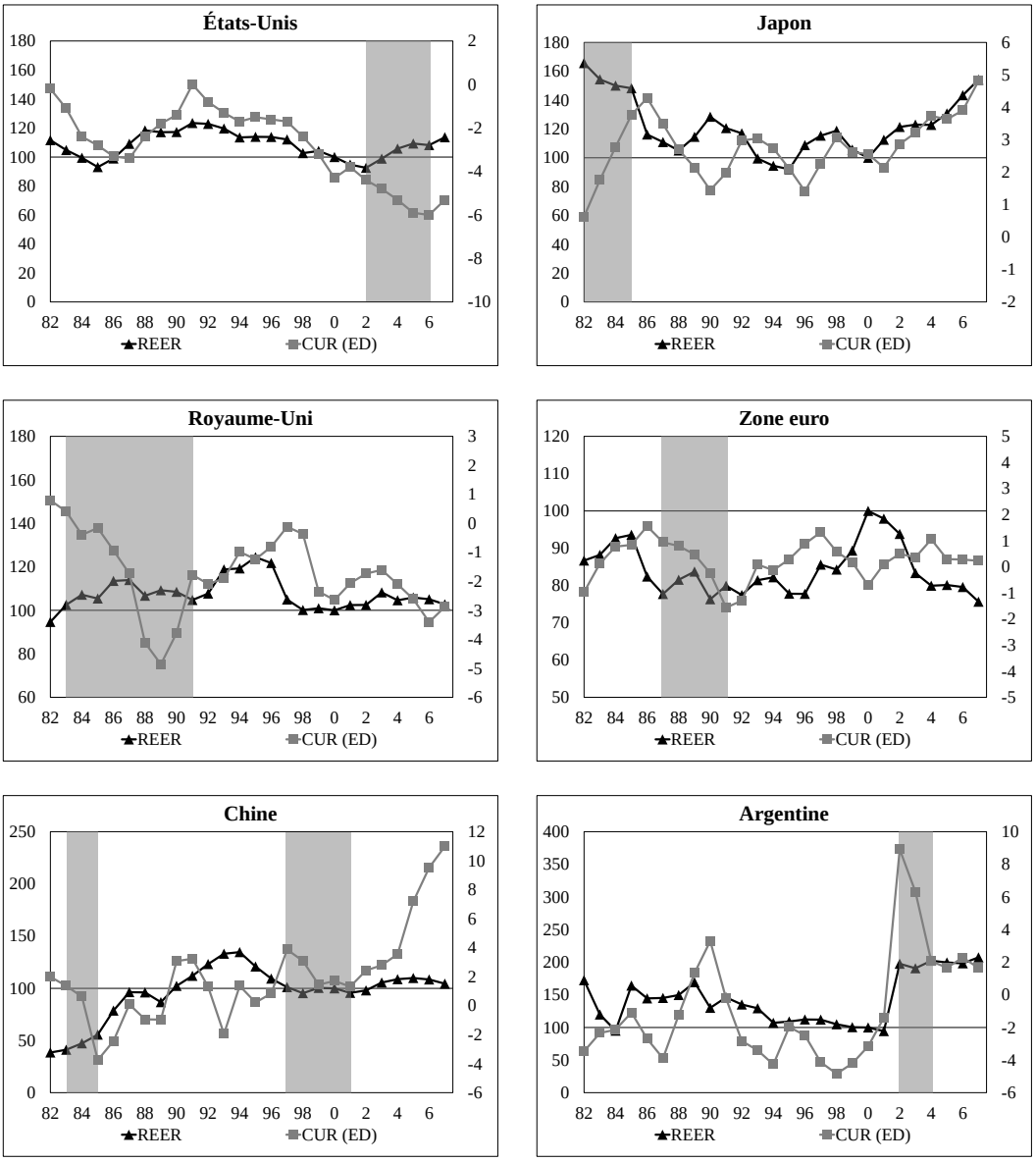



FIGURE 2.2 – Balance courante et taux de change réel effectif

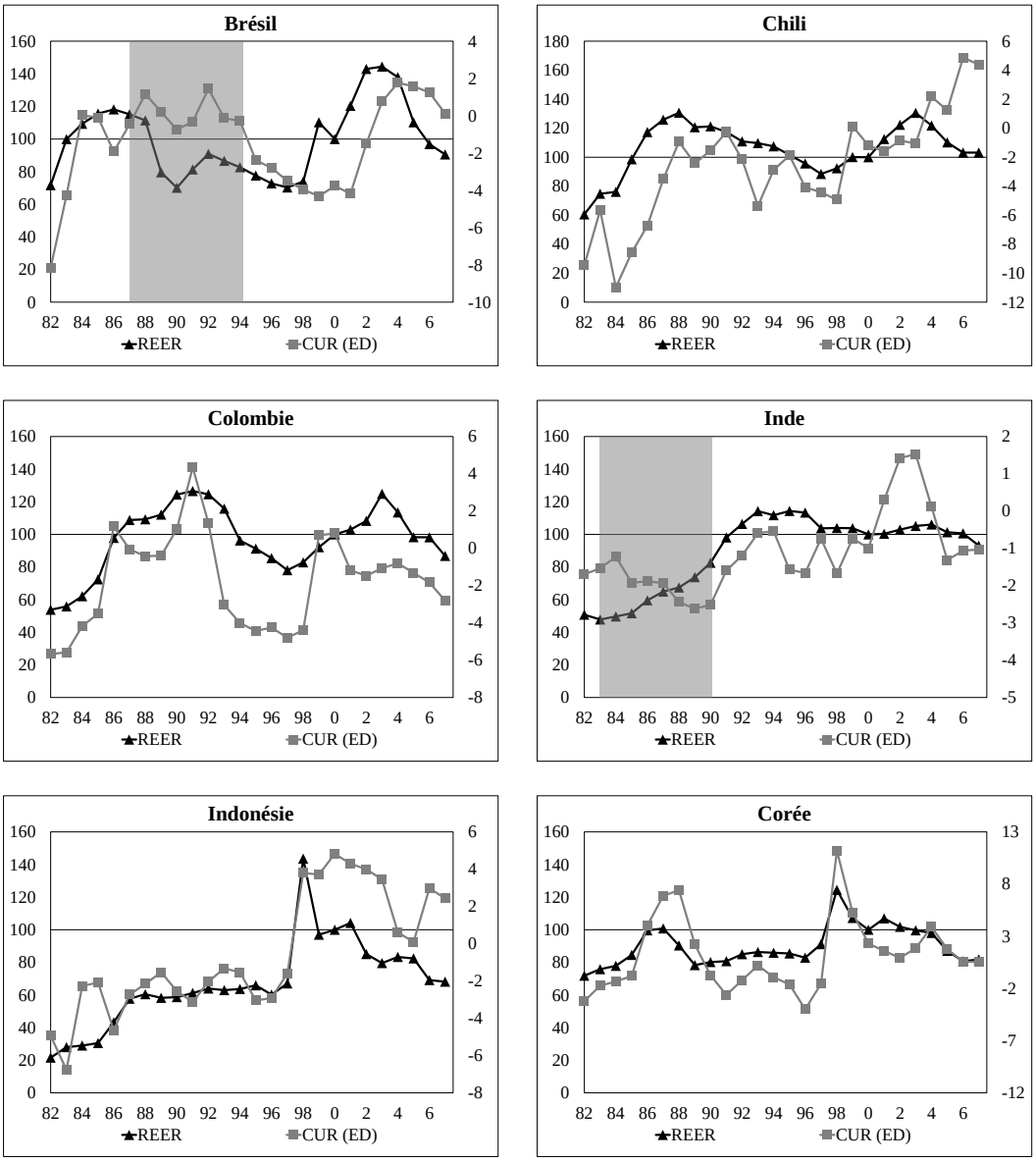
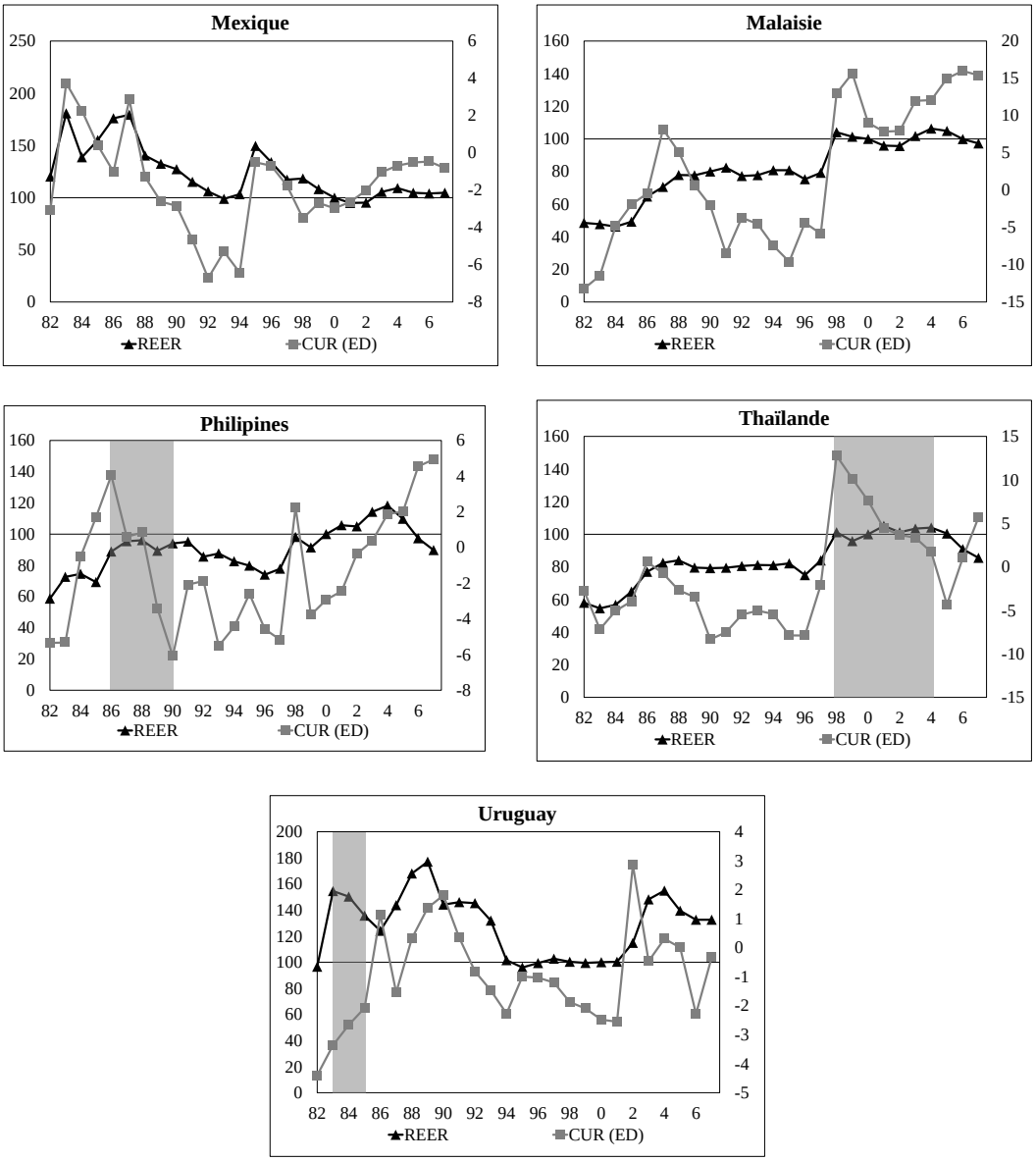
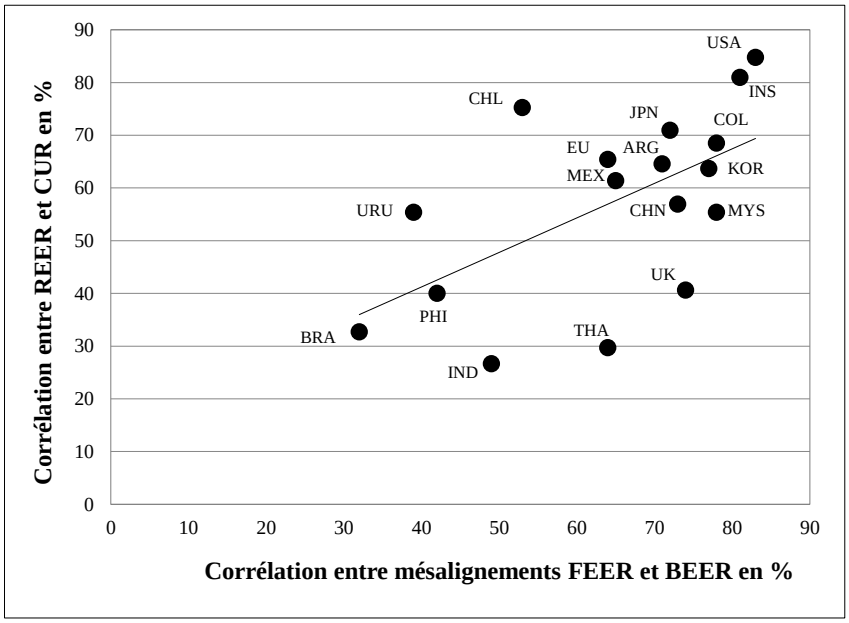



FIGURE 2.2 – Balance courante et taux de change réel effectif (suite)




Source : calculs de l'auteur. Le taux de change réel effectif (REER) est une moyenne annuelle de données mensuelles et est en base 100 en 2000 (source : BRI). La balance courante (CUR) est exprimée en % du PIB (source : FMI, perspective de l'économie mondiale, avril 2012).

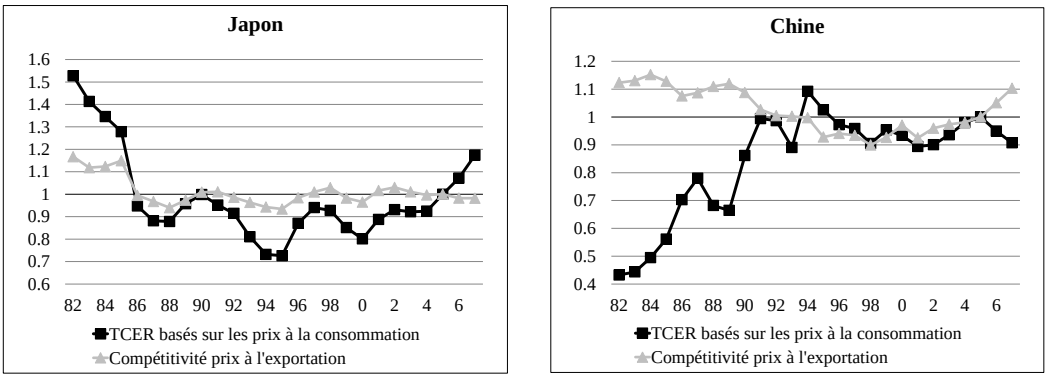
FIGURE 2.2 – Balance courante et taux de change réel effectif (suite et fin)




Source : calculs de l'auteur. Le taux de change réel effectif (REER) est une moyenne annuelle de données mensuelles et est en base 100 en 2000 (source : BRI). La balance courante (CUR) est exprimée en % du PIB (source : FMI, perspective de l'économie mondiale, avril 2012). Les acronymes FEER et BEER renvoient, ici, aux mésalignements obtenus par ces deux approches, respectivement.

FIGURE 2.3 – Corrélation CUR/REER contre corrélation FEER/BEER

Cette divergence entre compétitivité prix à l'export et taux de change réel effectif basé sur les prix à la consommation est aussi prononcée en Chine durant les années 1980 et à la fin des années 2000. Au début des années 1980, le yuan se déprécie fortement selon un taux de change réel effectif basé sur les prix à la consommation, mais sans amélioration de la compétitivité prix à l'export (figure 2.4). Cela peut être expliqué par la faible qualité de la spécialisation internationale chinoise de l'époque. Avec le début de l'ouverture commerciale, les surplus courants ont été remplacés par des déficits, ce qui explique les évolutions divergentes des mésalignements FEER et BEER. Dans un contexte économique différent, une déconnexion s'est, également, produite à la fin des années 2000. Le taux de change réel effectif basé sur les prix à la consommation s'apprécie modérément alors que la compétitivité prix à l'export s'améliore. En outre, la compétitivité hors prix s'améliore fortement en raison de nombreux changements dans la nature et la qualité des produits exportés, ce qui explique la sous-évaluation croissante du yuan dans l'approche FEER.




Source : calculs de l'auteur pour la compétitivité à l'export, base 1 en 2005. Le taux de change réel effectif basé sur les prix à la consommation (TCER) est une moyenne annuelle de données mensuelles, base 1 en 2005 (source : BRI).

FIGURE 2.4 – Compétitivité prix à l'export et TCER

Deuxièmement, si le BEER est stable, il est influencé dans le long terme par des facteurs structurels, parmi lesquels la position extérieure nette et, également, les tendances de productivité relative jouent un rôle clé. En ce sens, même si les

positions extérieures nettes sont principalement déterminés par les montants cumulés de balances courantes, elles sont également déterminés par des effets de valorisation. Ces mécanismes (effets de valorisation, gains de productivité) pourraient être pris en compte pour compléter l'analyse précédente qui se focalise sur le taux de change réel effectif et la balance courante. Cela pourrait améliorer la compréhension des divergences.

Pour illustrer le point précédent, nous analysons les divergences des mésalignements de change mesurés par ces deux approches pour le dollar américain en termes effectifs réels entre 2002 et 2006 (figure 2.1). Même si pour les États-Unis, les FEERs et les BEERs sont très proches sur l'ensemble de la période, un divergence importante est observée lors de cette dernière période. Dans le même temps, c'est précisément entre 2002 et 2006 que les évolutions de la balance courante et de la position extérieure nette divergent. En effet, en dépit d'une dépréciation réelle du dollar de 20%, le déficit de la balance courante américaine a considérablement augmenté, la dégradation de la position extérieure nette a été plus limitée (figures 2.1 et 2.5) [10]. Cette déconnexion entre taux de change, balance courante et position extérieure nette durant cette période est au cœur de la déconnexion entre ces deux mesures de taux de change d'équilibre : alors que le FEER indique une surévaluation croissante qui correspond à un déficit courant croissant jusqu'à 2006, le BEER indique une surévaluation décroissante qui correspond à la stabilisation progressive de la position extérieure nette due aux effets de revalorisation.

Il parait évident qu'une certaine partie des écarts soient due aux différences méthodologiques entre ces deux mesures de taux de change d'équilibre. Toutefois, nous nous focalisons sur les écarts de *court terme*. En effet, puisqu'il existe une relation de cointégration entre le FEER et le BEER, des écarts de court terme sont dus, également, à des déconnexions entre taux de change réel effectif et balance courante. Le cas des États-Unis est un exemple clair de déviations de *court terme* entre le FEER et le BEER qui ne sont pas dues à la technique d'estimation.

Un autre épisode intéressant est le cas du yuan chinois après la crise asiatique de 1997-98. Entre 1997 et 1999, l'excédent courant chinois est divisé par deux en raison du ralentissement économique régional et des dévaluations mise en place

10. Cette situation reflète les effets de revalorisation de change des actifs libellés en monnaie étrangères détenus par les résidents américains (Blanchard, Giavazzi et Sa 2005).

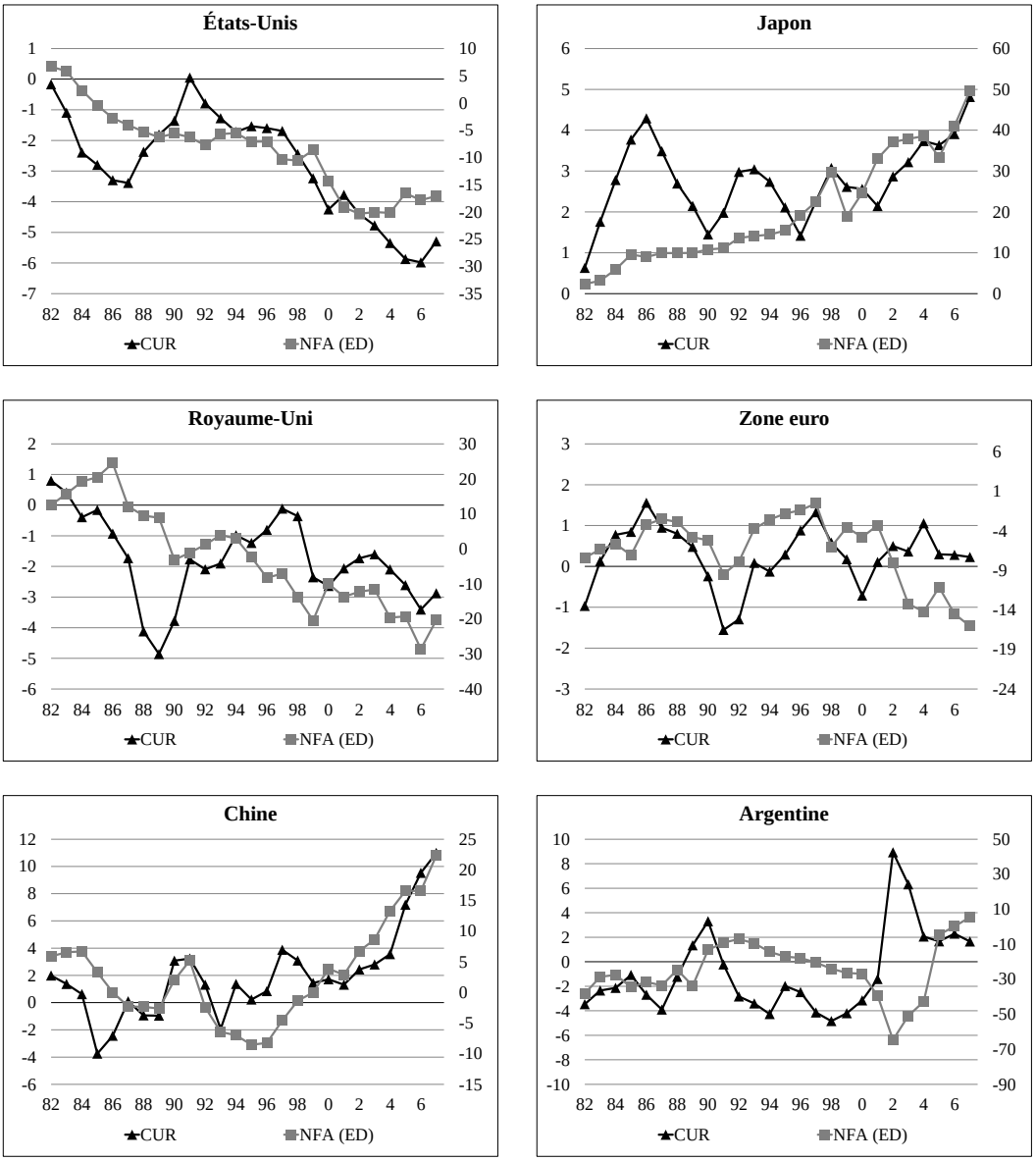



FIGURE 2.5 – Balance courante et position extérieure nette

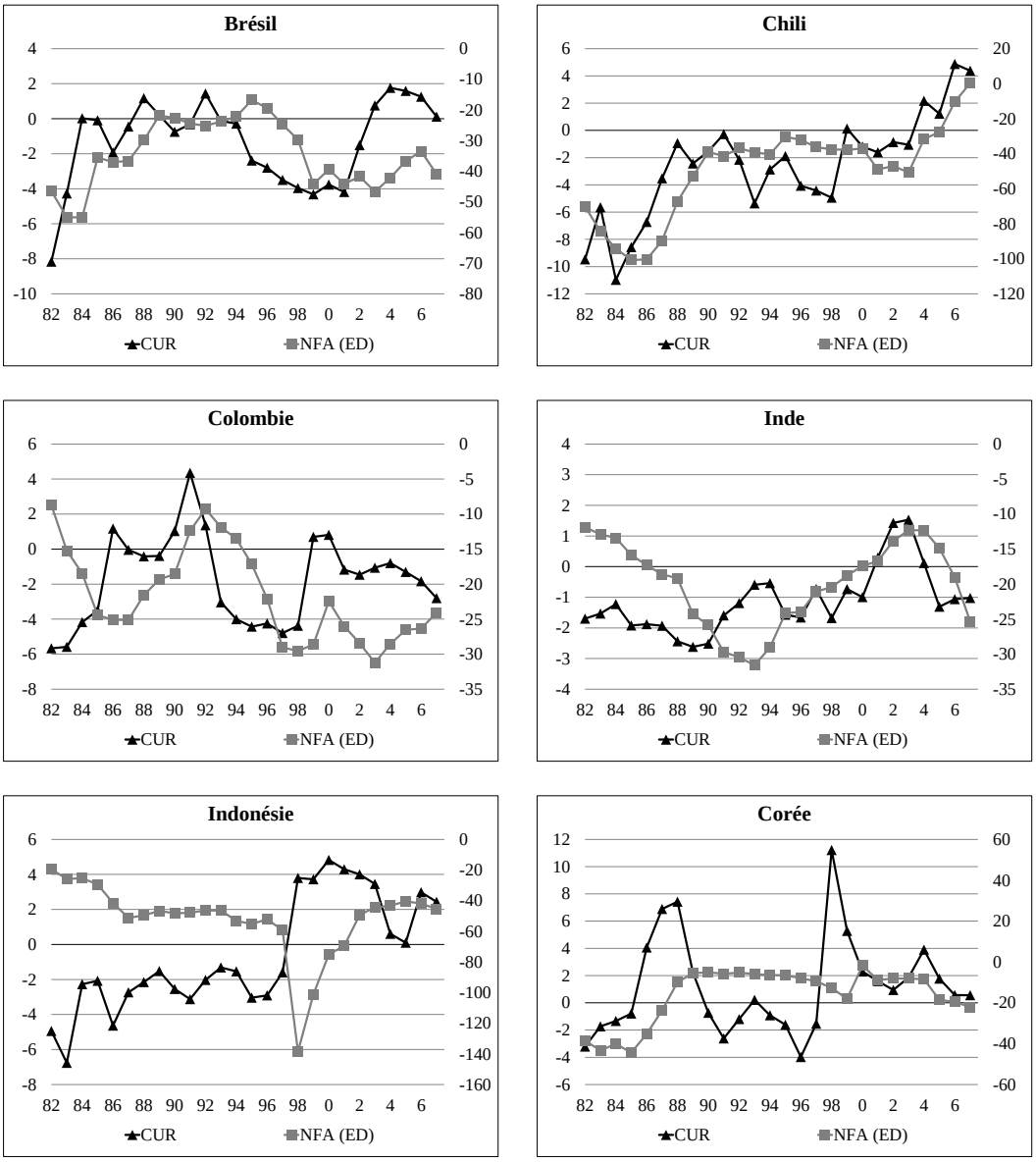
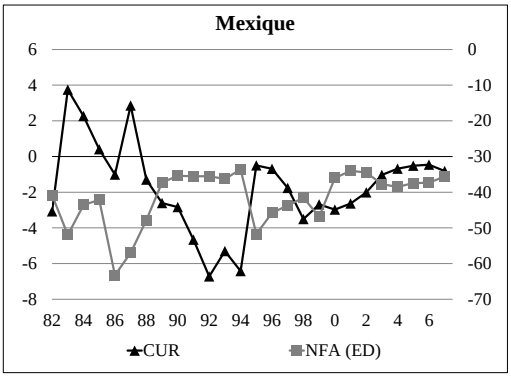
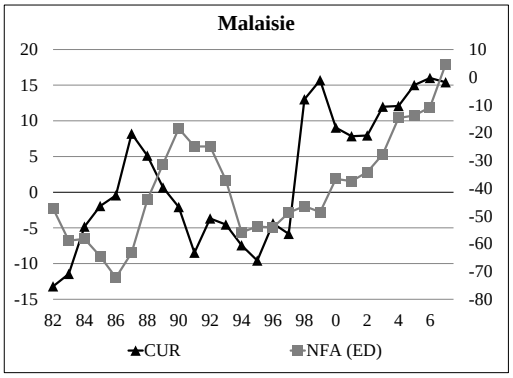
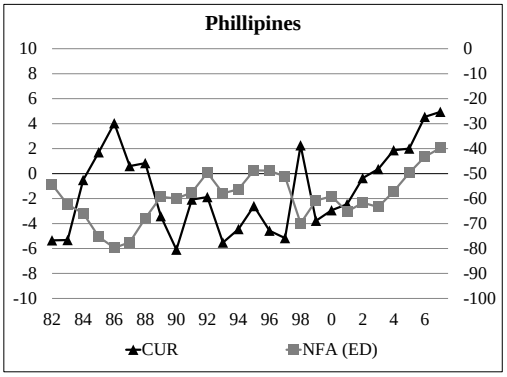
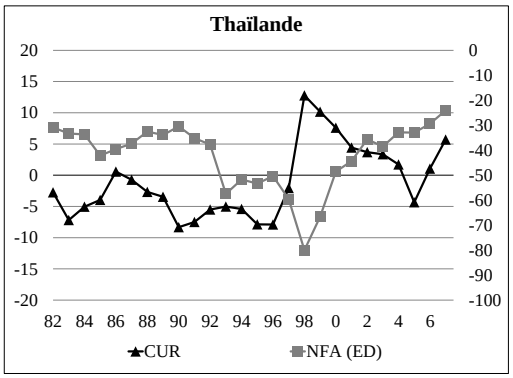


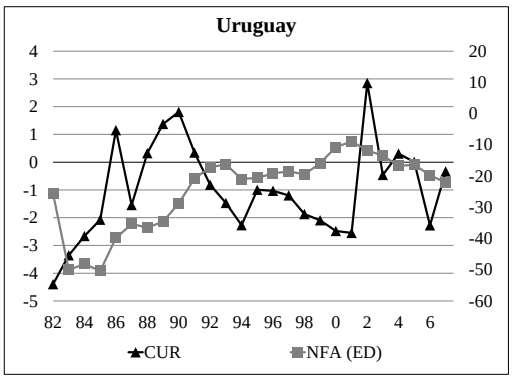

FIGURE 2.5 – Balance courante et position extérieure nette (suite)




Source : calculs de l'auteur. La balance courante (CUR) est exprimée en % du PIB (source : FMI, perspective de l'économie mondiale, avril 2012). La position extérieure nette (NFA) exprimée en % du PIB (source : base de données de P.R. Lane et G.M. Milesi-Ferretti, 2009).

FIGURE 2.5 – Balance courante et position extérieure nette (suite et fin)

par les principaux partenaires commerciaux de la Chine pour sortir de la crise. Le FEER enregistre une forte diminution de la sous-évaluation réelle du yuan qui correspond à la diminution de la balance courante. Contrairement au BEER qui indique une sous-évaluation assez stable sur cette période (autour de 25%) qui correspond à une position extérieure nette au-dessus de sa valeur d'équilibre et à un taux de change effectif réel assez stable (figures 2.1 et 2.5).

En effet, une corrélation plus faible entre la position extérieure nette et la balance courante est une autre explication des divergences temporaires entre l'équilibre de flux et l'équilibre stock-flux (i.e. entre le FEER et le BEER). Comme précédemment, la compréhension du point précédent peut être améliorée par le graphique des corrélations entre position extérieure nette et balance courante contre les corrélations entre mésalignements FEER et BEER (figure 2.6).

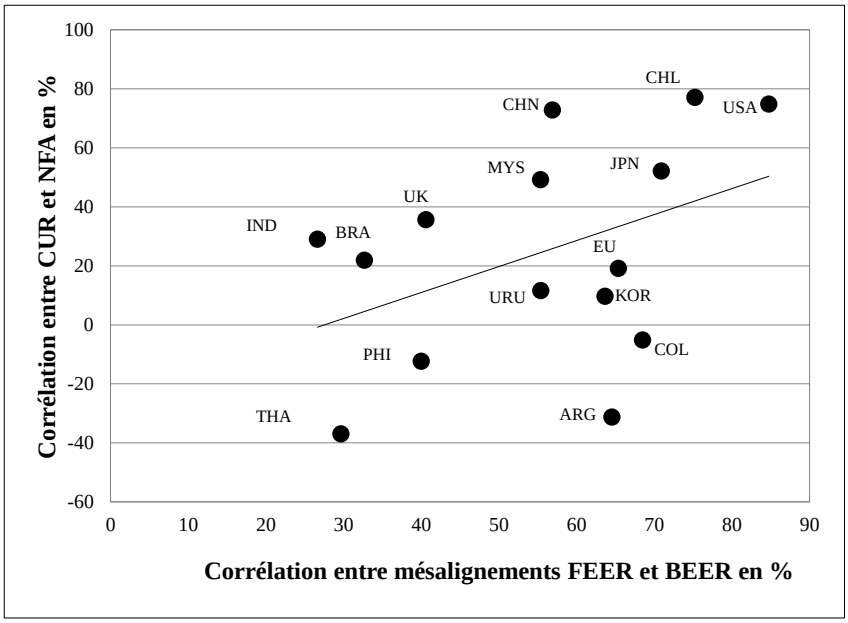
En somme, les mésalignements BEER et FEER sont très proches quand la balance courante réagit aux mouvements de taux de change. Toutefois, la dynamique des positions extérieures nettes, les effets de valorisation et les changements structurels en matière de compétitivité peuvent altérer la relation entre FEER et BEER.

## 2.4 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était d'analyser les liens temporels entre les deux principales approches de taux de change d'équilibre. Pour atteindre cet objectif, nous analysons attentivement la dimension temporelle et nous testons un cadre analytique unifié, inspiré par (Driver et Westaway 2004), qui énonce une relation de long terme positive et significative entre l'équilibre de flux (le FEER) et l'équilibre stock-flux (le BEER).

Pour éviter de sérieuses erreurs d'interprétation sur la nature et / ou l'ampleur du mésalignement, il est important de souligner que nous analysons *deux concepts distincts de taux de change d'équilibre* (FEER / BEER), qui correspondent à deux horizons temporels différents (moyen terme / long terme) et deux objectifs de politique macroéconomique (stabilisation de la balance courante / stabilisation de la position extérieure nette) qui peuvent *temporairement diverger*.

Nos résultats montrent que, en moyenne, les deux mesures sont assez proches.




Source : calculs de l'auteur. La balance courante (CUR) est exprimée en % du PIB (source : FMI, perspective de l'économie mondiale, avril 2012). La position extérieure nette (NFA) exprimée en % du PIB (source : base de données de P.R. Lane et G.M. Milesi-Ferretti, 2009). Les acronymes FEER et BEER renvoient, ici, aux mésalignements obtenus par ces deux approches, respectivement.

FIGURE 2.6 – Corrélation CUR/NFA contre corrélation FEER/BEER

Néanmoins, d'importantes différences peuvent être observées pour certains pays et /ou certaines périodes. Donc nous identifions plusieurs facteurs qui sont en mesure d'altérer la relation FEER / BEER. Ces facteurs sont principalement des déconnexions temporaires entre la balance courante et le taux de change effectif réel, qui sont probablement le résultat de changements structurels en matière de compétitivité, comme ce fut le cas au Japon dans la première partie des années 1980 ou de la dynamique de la position extérieure nette et des effets de valorisation, comme aux États-Unis entre 2002 et 2006.

Il est important de mentionner que nous avons basé notre analyse sur les liens entre balance courante et position extérieure nette afin d'expliquer les divergences temporaires entre le FEER et le BEER. Pourtant, l'équilibre interne pourrait jouer un rôle à travers le lien entre la production potentielle et la productivité relative comme on peut le voir dans les équations (2.9) et (2.10).

Pour finir, comme il a été mentionné auparavant, nos conclusions pointent le fait qu'il y a, parfois, des divergences temporaires entre les mesures FEER et BEER des mésalignements de change. Cependant, le fait que ces deux mesures peuvent diverger reflète des facteurs structurels tels que la formation des prix internationaux et ses effets sur la balance courante et/ou les effets de valorisation et ses effets sur la position extérieure nette. Ce point est important si ces deux approches sont utilisées pour des décisions de politiques économiques, telles que des mesures de rétorsion pour lutter dans la « guerre des monnaies ».

# CHAPITRE 3

# Dynamique du taux de change et taux de change d'équilibre fondamental

L'évolution des déséquilibres de balances courantes, qui ont considérablement augmenté au cours des quinze dernières années, a soulevé de nombreuses questions. Parmi elles, plusieurs observateurs (e.g. Cline et Williamson 2010a) pensent que certains pays (principalement les pays d'Asie de l'Est) ont mené des politiques de change agressives afin de maintenir leur taux de change à un niveau artificiellement bas pour préserver leur compétitivité sur les marchés étrangers. Ces politiques de sous-évaluation du taux de change ont permis à ces pays d'accumuler de larges excédents courants. Néanmoins puisque les mésalignements de change (écarts aux taux de change d'équilibre) s'annulent à l'échelle mondiale, si certains pays sont sous-évalués et ont de larges excédents courants alors d'autres pays sont surévalués et ont de larges déficits courants [1].

L'objet de ce chapitre est de déterminer si cette approche alternative à la PPA pour estimer les taux de change d'équilibre, l'approche FEER (Williamson 1983, 1994) affecte la dynamique du taux de change à long terme. Si le FEER affecte la dynamique du taux de change à long terme, il peut être considéré une alternative

1. Ce chapitre est basé sur Saadaoui 2011a.

à la PPA et les responsables de la politique macroéconomique peuvent se servir de cet outil, en complément d'autres approches des taux de change d'équilibre comme nous l'avons vu dans le chapitre 2, pour avoir une vision d'ensemble et s'assurer de la stabilité macro-économique globale dans un contexte de grands déséquilibres.

Comme le soulignent Clark et MacDonald 1998, le concept d'équilibre dans le FEER, qui est, rappelons-le, une méthode de calcul du taux de change d'équilibre compatible avec l'équilibre externe (flux de capitaux soutenables) et l'équilibre interne (pleine utilisation du potentiel productif), peut être questionné dans la mesure où certaines variables qui influencent directement le comportement du taux de change sont souvent omises dans les calculs du taux d'équilibre.

Zhou 1993 teste si le FEER affecte la dynamique du taux de change à l'aide de tests de racine unitaires et de tests de cointégration bivarié. Elle montre que les taux de change effectifs réels (TCER) et les taux de change d'équilibre fondamentaux sont des processus ayant une racine unitaire néanmoins elle ne trouve pas que les TCERs et les FEERs sont cointégrés et donc elle conclut que le FEER n'affecte pas la dynamique du taux de change.

Ces résultats peuvent être trompeurs dans la mesure où ils concernent seulement deux pays (le Japon et l'Allemagne) et une période relative courte où ces pays ont connu des évolutions divergentes de leur compétitivité (1974-1988) alors que l'approche FEER est essentiellement une approche multilatérale où la cohérence globale, mentionnée plus haut, est cruciale.

Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006 étudient cette question en utilisant des données pour les pays du G7 sur la période 1973-1997. Ils mettent en œuvre des tests de racine unitaire, des tests de racine unitaire et des tests de cointégration en panel (Pedroni 1999). Ils montrent que les TCER et les FEER sont des processus ayant une racine unitaire et, contrairement à Zhou 1993, ils mettent en évidence une relation de cointégration entre TCER et FEER.

Pour un panel assez large de pays industrialisés et émergents et sur la période 1982-2007, nous détectons la présence de racines unitaires dans les séries de TCERs et de FEERs. Nous mettons en évidence une relation de cointégration entre TCERs et FEERs. Ces résultats montrent que le FEER affecte significativement la dynamique du taux de change à long terme.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La section suivante présente les

tests de racine unitaire en panel. La section 2 teste l'existence d'une relation de long terme entre TCER et FEER à l'aide des tests de cointégration de Pedroni 1999. La section 3 estime la relation de long terme entre TCER et FEER en utilisant les estimateurs FMOLS et DOLS introduits par Pedroni 2001 et l'estimateur PMG de Pesaran, Shin et Smith 1999. La section 4 teste la présence de dépendances interindividuelles. La section 5 discute de l'implication des résultats en termes de coopération monétaire internationale. La dernière section clôt ce chapitre.

## 3.1 Tests de racine unitaire

Dans cette section, nous mettons en œuvre un certain nombre de tests de racine unitaire pour les séries de TCERs [2] et les séries de FEERs [3] de dix-sept pays industrialisés et émergents (États-Unis, Royaume-Uni, Zone euro, Japon, Corée, Chine, Brésil, Inde, Mexique, Argentine, Chili, Colombie, Indonésie, Malaisie, Philippines, Thaïlande et Uruguay) et sur la période 1982-2007.

Rappelons que le FEER est défini comme le taux de change qui prévaut lorsque l'économie atteint simultanément l'équilibre externe et interne pour tous les partenaires commerciaux. Comme nous l'avons détaillé dans les chapitres précédents, cette mesure est obtenue à l'aide du modèle du commerce extérieur dont la spécification est proche des modèles multinationaux des grandes organisations internationales (NIESR, OCDE) où toutes les variables sont endogènes à l'exception de l'équilibre externe et l'équilibre interne. L'équilibre externe est estimé à l'aide de données de panel. L'équilibre interne est atteint lorsque l'écart de production est nul.

Comme nous pouvons le voir dans le tableau 3.1, nous détectons la présence de racine unitaires dans les séries de TCERs et de FEERs. Les séries sont non-stationnaires en niveau et stationnaires en différence. Les TCER et les FEER sont des séries non-stationnaires I(1). Un série est I(1) si elle devient stationnaire après avoir été différenciée une fois. Ce résultat est confirmé par d'autres études

2. Source : Banque des Règlements Internationaux pour le taux de change effectif réel base 100 en 2000 (moyenne annuelle de données mensuelles).

3. Les séries de FEERs pour les pays industrialisés ont été estimées dans le chapitre 1 et les séries de FEERs pour les pays émergents sont extraites de Aflouk et al. 2010.

empiriques (Zhou 1993 ; Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006).

| *Test :* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Diff. :* | Non | Non | Non | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| *Var. Exo. :* | C, T | C, T | C, T | C, T | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |
| *Hyp. Nulle :* | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU |
| *RU Com. :* | Oui | Oui | Non | Non | Oui | Oui | Non | Non |
| $reer_{i,t}$ | 0,5 | 2,7 | 27,3 | 27,9 | -15,1*** | -11,9*** | 267,4*** | 286,0*** |
| $feer_{i,t}$ | -1,1 | 1,4 | 38,4 | 62,2*** | -17,4*** | -13,7*** | 312,8*** | 363,9*** |

"RU" indique l'hypothèse nulle de présence de racine unité. Le symbole *** indique la stationnarité au sens statistique à 1%. Le tableau présente différents tests de racine unité en panel : Levin, Lin et Chu 2002 (LLC) ; Breitung 2000 ; Maddala et Wu 1999 and Choi 2001 pour les tests de racine unité en panel de type Fisher (F_ADF and F_PP). Les lettres C, T indiquent la présence d'une constante et d'une tendance déterministe. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.1 – Tests de racine unitaires en panel

## 3.2 Relation de long terme entre TCER et FEER

Afin de tester l'existence d'une relation de long terme entre TCER et FEER, nous pouvons soit utiliser des tests de racine unitaire sur la différence entre TCER et FEER (i.e. le mésalignement de change) ou des tests de cointégration en panel sur ces séries.

Puisque les séries de TCER et de FEER sont non-stationnaires alors si nous trouvons que la différence entre ces deux séries est stationnaire, cela signifierait que les séries sont cointégrés avec un vecteur (1 ; -1). Dans ce chapitre, nous estimons la relation de long terme entre TCER et FEER a l'aide des estimateurs FMOLS et DOLS introduits par Pedroni 1999 donc il n'est pas nécessaire d'imposer une valeur quelconque au vecteur de cointégration avant l'estimation empirique (Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006). Pour s'assurer de la robustesse des résultats, nous utilisons également l'estimateur PMG (Pesaran, Shin et Smith 1999). Nous testons l'équation de long terme suivante [4] :

$$reer_{i,t} = \alpha_i + \beta feer_{i,t} + \mu_{i,t} \tag{3.1}$$

où les variables en minuscule représentent des logarithmes naturels. Nous pou-

4. Nous n'incluons pas de tendance temporelle puisque nous souhaitons tester si les TCER et le FEERs sont cointégrés sans aucune divergence (Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006). Nous utilisons des logarithmes népériens afin d'obtenir directement les élasticités.

vons voir dans le tableau 3.2 que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est fortement rejetée dans la grande majorité des tests. Ces résultats montrent l'existence d'une relation de long terme entre TCER et FEER.

| *Test de cointégration en panel* | |
|---|---|
| *Hypothèse nulle : Absence de cointégration* | |
| *Nombre d'observations* | 442 |
| *Nombre d'individus* | 17 |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs communs (dimension within)* | |
| *Panel-v* | 2,51* |
| *Panel-rho* | -3,01*** |
| *Panel-PP* | -3,65*** |
| *Panel-ADF* | -5,11*** |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs individuels (dimension between)* | |
| *Group rho* | 0,99 |
| *Group PP* | -3,22** |
| *Group ADF* | -5,82*** |

*** indique le rejet de l'hypothèse nulle à 1% ; * indique le rejet de l'hypothèse nulle à 10%. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.2 – Tests de cointégration en panel

Avant de procéder à la prochaine étape qui va consister à estimer explicitement cette relation de long terme. Nous testons la cointégration entre le FEER et le TCER, puisque comme le montre l'annexe C, la relation causale est bidirectionnelle i.e. le FEER cause le TCER et le TCER cause le FEER. Nous testons la relation de long terme :

$$feer_{i,t} = \delta_i + \theta reer_{i,t} + \mu_{i,t} \tag{3.2}$$

Comme nous pouvons le constater dans le tableau 3.3, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est fortement rejetée dans la grande majorité des tests. Ces résultats montrent qu'il y a une relation de long terme entre FEER et TCER.

| *Test de cointégration en panel* | |
|---|---|
| *Hypothèse nulle : Absence de cointégration* | |
| *Nombre d'observations* | 442 |
| *Nombre d'individus* | 17 |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs communs (dimension within)* | |
| *Panel-v* | 0,85 |
| *Panel-rho* | -2,50*** |
| *Panel-PP* | -3,38*** |
| *Panel-ADF* | -3,39*** |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs individuels (dimension between)* | |
| *Group rho* | -1,59* |
| *Group PP* | -4,06*** |
| *Group ADF* | -5,42*** |

*** indique le rejet de l'hypothèse nulle à 1% ; * indique le rejet de l'hypothèse nulle à 10%. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.3 – Tests de cointégration en panel

## 3.3 Estimation de la relation de long terme

Dans cette section, nous implémentons les estimateurs FMOLS, DOLS et PMG pour estimer la relation de long terme entre TCERs et FEERs telle qu'elle est spécifiée dans les équations (3.1) et (3.2). Nous utilisons ces outils économétriques dans un contexte de non-stationnarité des séries pour éviter les problèmes de régressions fallacieuses.

Les résultats, tableaux 3.4 à 3.7, montrent que le FEER a une influence positive et significative sur la dynamique du taux de change à long terme. Pour s'assurer de la robustesse des résultats au type de pays inclus dans le panel, nous ré-estimons les équations 3.1 et 3.2 pour les pays émergents uniquement, les résultats sont très similaires.

Les résultats des estimations des coefficients de long terme $\theta$ et $\beta$ semblent robustes :

- au type de pays choisis (industrialisés ou émergents) ;
- au type de relation causale testée (voir annexe C) ;
- au type d'estimateur en panel non-stationnaire (FMOLS, DOLS ou PMG).

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 0,66*** | 24,06 |
| *DOLS* | 0,65*** | 29,37 |
| *PMG* | 0,68*** | 11,05 |
| *Test d'Hausman* | 0,15 | 0,70 |
| *Nombre d'individus* | 17 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 442 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.4 – Relation de long terme entre TCER et FEER

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 0,68*** | 22,28 |
| *DOLS* | 0,66*** | 29,72 |
| *PMG* | 0,66*** | 10,04 |
| *Test d'Hausman* | 1,73 | 0,18 |
| *Nombre d'individus* | 13 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 338 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.5 – Relation de long terme entre TCER et FEER (pays émergents)

| | *Coefficient de long terme ($\theta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 0,62*** | 23,26 |
| *DOLS* | 0,62*** | 27,64 |
| *PMG* | 0,65*** | 15,36 |
| *Test d'Hausman* | 1,43 | 0,23 |
| *Nombre d'individus* | 17 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 442 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.6 – Relation de long terme entre FEER et TCER

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 0,66*** | 22,09 |
| *DOLS* | 0,66*** | 25,69 |
| *PMG* | 0,71*** | 16,34 |
| *Test d'Hausman* | 1,73 | 0,18 |
| *Nombre d'individus* | 13 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 338 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.7 – Relation de long terme entre FEER et TCER (pays émergents)

Les coefficients de long terme, qui sont en réalité des élasticités puisque nous utilisons des logarithmes népériens, sont compris entre 0,62 et 0,71. Un intervalle qui est relativement restreint néanmoins il existe quelques différences entres les estimations que nous allons voir maintenant. L'estimateur PMG produit, en général, des statistiques de Student qui plus faibles que les estimateurs DOLS et FMOLS dans le même temps les coefficients de long terme sont plus élevés avec l'estimateur PMG (0,71 pour $\theta$ pour la relation de long terme entre FEER et TCER dans le tableau 3.7). On a donc, avec l'estimateur PMG, des coefficients plus élevés mais également des écart-types plus élevés puisque les statistiques de Student sont plus faible. L'estimateur qui produit les coefficients les plus faibles et les plus significatifs et l'estimateur DOLS. Ces trois estimateurs sont comparables dans la mesure où ce sont des estimateurs de type « group mean » [5]. Par ailleurs, même si le test d'Hausman indique clairement que la relation de long terme est homogène, Pedroni 2000 indique qu'il est préférable d'utiliser des estimateurs « group mean » en raison de biais de petits échantillons plus petits que pour les estimateurs intra-individuel.

## 3.4 Dépendances inter-individuelles

Les résultats précédents semblent assez robustes et montrent que le FEER affecte la dynamique du taux de change à long terme. Néanmoins, ils ne prennent pas en compte la possibilité de dépendances entre les individus du panel étudié. En effet, il convient de tester si les différents membres du panel ont été affectés par des chocs communs.

Lorsque la dimension temporelle ($T = 26$ dans notre cas) du panel est supérieure à la dimension individuelle ($N = 17$ dans notre cas), nous pouvons utiliser, pour tester l'existence de dépendances inter-individuelles, le test du multiplicateur de Lagrange développé par Breusch et Pagan 1980 comme le soulignent De Hoyos et Sarafidis 2006. Par conséquent, nous appliquons un test du multiplicateur de Lagrange sur une spécification ARDL(1,1) estimée avec des effets fixes comme dans Persyn et Westerlund 2008. Les résultats, présentés dans le tableau 3.8, rejettent fortement l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle.

5. Usuellement, un estimateur de type « group mean » consiste à effectuer $N$ régressions individuelles puis à calculer la moyenne des coefficients.

| Test d'indépendance LM de Breusch-Pagan | P-value |
|---|---|
| Équation (3.1) | 0,000 |
| Équation (3.2) | 0,000 |

Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.8 – Test d'indépendance inter-individuelles

Après avoir rejeté l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle, nous allons mettre en œuvre des tests de racine unitaires en panel, des tests de cointégration en panel et un nouvel estimateur qui prennent en compte la dépendance inter-individuelle.

Nous utilisons le test CADF introduit par Pesaran 2007 pour tester la présence de racine unitaire en présence de dépendances inter-individuelles. En soustrayant les moyennes inter-individuelles des variables retardées en niveau aux équations ADF usuelles, ce test est robuste aux dépendances inter-individuelles. Comme le montre le tableau 3.9, les séries sont non-stationnaires de type I(1).

| | Niveau | Différence Première |
|---|---|---|
| *feer* | 0,223 | -4,271*** |
| | (0,806) | (0,000) |
| *reer* | 0,375 | -3,083*** |
| | (0,646) | (0,001) |

Les p-values sont entre parenthèses. Le symbole *** indique la stationnarité au sens statistique à 1 %. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.9 – Ordre d'intégration des variables

Pour tester la cointégration, les statistiques « group mean » et en panel suggérées par Westerlund 2007 sont utilisées. L'existence d'un terme à correction d'erreur négatif et significatif est considéré comme une preuve de cointégration. Pour prendre en compte la dépendance inter-individuelle, les valeurs critiques doivent être obtenues par la méthode du « bootstrapping ». Les résultats, présentés dans le tableau suivant, confirment que les variables sont cointégrées.

Les résultats des tests de racine unitaire et de cointégration sont robustes à la présence de dépendances inter-individuelles. Nous allons, à présent, vérifier la ro-

| | $G\tau$ | $G\alpha$ | $P\tau$ | $P\alpha$ |
|---|---|---|---|---|
| Équation (3.1) | -2,162*** | -6,414** | -6,661* | -4,005** |
| | (0,001) | (0,013) | (0,070) | (0,031) |
| Équation (3.2) | -2,481*** | -7,460*** | -9,441*** | -6,548*** |
| | (0,000) | (0,000) | (0,001) | (0,001) |

Les symboles *, **, *** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1%, respectivement. Les p-value pour les tests de cointégration sont basés sur des méthodes de « bootstrap ». Voir Persyn et Westerlund (2008) pour les détails. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.10 – Cointégration des variables

bustesse des estimations en utilisant un estimateur CPMG (cross sectionally augmented pooled mean group) introduit par Pesaran 2006 et appliqué récemment par Mohaddes, Raissi et Cavalcanti 2012. Dans cette approche, nous augmentons l'estimateur PMG des moyennes inter-individuelles des variables dépendantes et indépendantes afin de capturer les facteurs communs ou les effets temporel hétérogènes.

Plus précisément, nous commençons avec un modèle ARDL(1,1) [6] et le modèle à correction d'erreur qui lui est associé :

$$reer_{i,t} = \delta_{0i} + \delta_{1i} feer_{i,t} + \delta_{2i} feer_{i,t-1} + \lambda_i reer_{i,t-1} + u_{i,t} \tag{3.3}$$

$$\Delta reer_{i,t} = \phi_i \left( reer_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} feer_{i,t} \right) - \delta_{2i} \Delta feer_{i,t} + u_{i,t} \tag{3.4}$$

avec $\phi_i = -\left(1 - \lambda_i\right)$ ; $\theta_{0i} = \delta_{0i}/(1 - \lambda_i)$ ; $\theta_{1i} = (\delta_{1i} + \delta_{2i})/(1 - \lambda_i)$

À présent, nous supposons que le terme d'erreur $u_{i,t}$ suit une structure d'erreur multi-factorielle :

$$u_{i,t} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3.5}$$

où $f_t$ est un facteur de chocs communs inobservés. Les dépendances des termes d'erreur entre les individus sont captées par $f$ alors que les impacts spécifiques de

6. Modèle auto-régressif à retards échelonnés, « Auto-Regressive Distributed Lags » en anglais.

ces facteurs sur chaque pays sont captés par $\gamma_i$.

En utilisant les équations (3.3) et (3.5) et en calculant les moyennes inter-individuelles, nous obtenons :

$$\overline{reer}_t = \bar{\delta}_0 + \bar{\delta}_1 \overline{feer}_t + \bar{\delta}_2 \overline{feer}_{t-1} + \bar{\lambda} \overline{reer}_{t-1} + \bar{\gamma} f_t + \bar{\varepsilon}_t \tag{3.6}$$

où les variables avec une barre représentent les moyennes inter-individuelle des variables correspondante à la période $t$. Les facteurs communs peuvent être captés par une combinaison linéaire de la variable dépendante et des régresseurs :

$$\gamma_i f_t = -c_i \bar{\delta}_0 - c_i \left(\bar{\delta}_1 + \bar{\delta}_2\right) \overline{feer}_t + c_i \left(1 - \bar{\lambda}\right) \overline{reer}_{t-1} + c_i \Delta \overline{reer}_t + c_i \bar{\delta}_2 \Delta \overline{feer}_t \tag{3.7}$$

où $c_i = \frac{\gamma_i}{\bar{\gamma}}$. En remplaçant l'équation (3.5) et (3.7) dans l'équation (3.4), nous obtenons le modèle à correction d'erreur :

$$\begin{aligned} \Delta reer_{i,t} = \phi_i \left(reer_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} feer_{i,t} - a_i^* \overline{reer}_{t-1} + b_i^* \overline{feer}_t\right) \\ - \delta_{2i} \Delta feer_{i,t} + c_i \Delta \overline{reer}_t + c_i^* \Delta \overline{feer}_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.8}$$

avec $\phi_i = -\left(1 - \lambda_i\right)$ ; $\theta_{0i} = \left(\delta_{0i} - c_i \bar{\delta}_0\right)/(1 - \lambda_i)$ ; $\theta_{1i} = (\delta_{1i} + \delta_{2i})/(1 - \lambda_i)$ ; $a_i^* = c_i \left(1 - \bar{\lambda}\right)/(1 - \lambda_i)$ ; $b_i^* = c_i \left(\bar{\delta}_1 + \bar{\delta}_2\right)/(1 - \lambda_i)$ ; $c_i^* = c_i \bar{\delta}_2$

Puisque l'estimateur CPMG impose l'homogénéité des coefficients à long terme, alors qu'il autorise l'hétérogénéité à court terme, le modèle à correction d'erreur est écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta reer_{i,t} = \phi \left(reer_{i,t-1} - \theta_0 - \theta_1 feer_{i,t} - a^* \overline{reer}_{t-1} + b^* \overline{feer}_t\right) \\ - \delta_{2i} \Delta feer_{i,t} + c_i \Delta \overline{reer}_t + c_i^* \Delta \overline{feer}_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.9}$$

$$\begin{aligned} \Delta feer_{i,t} = \phi \left(feer_{i,t-1} - \theta_0 - \theta_1 reer_{i,t} - a^* \overline{feer}_{t-1} + b^* \overline{reer}_t\right) \\ - \delta_{2i} \Delta reer_{i,t} + c_i \Delta \overline{feer}_t + c_i^* \Delta \overline{reer}_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.10}$$

Nous pouvons constater dans les tableaux 3.12 à 3.14 que les résultats sont

robustes à la présence de dépendances inter-individuelles. Les résultats varient entrent 0,53 et 0,73 et restent significatifs à 1%. Nous pouvons conclure que nous avons apporté des preuves empiriques robustes qui montrent que le FEER affecte la dynamique du taux de change.

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *CPMG* | 0,53*** | 7,38 |
| *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* | -0,20*** | -4,27 |
| *Test d'Hausman* | 1,13 | 0,77 |
| *Nombre d'individus* | 17 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 442 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. CPMG correspond à l'estimation par le « Cross sectionally augmented Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

Table 3.11 – Relation de long terme entre TCER et FEER

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *CPMG* | 0,63*** | 7,77 |
| *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* | -0,26*** | -6,06 |
| *Test d'Hausman* | 3,79 | 0,28 |
| *Nombre d'individus* | 13 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 338 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. CPMG correspond à l'estimation par le « Cross sectionally augmented Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

Table 3.12 – Relation de long terme entre TCER et FEER (pays émergents)

| | *Coefficient de long terme ($\theta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *CPMG* | 0,64*** | 13,37 |
| *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* | -0,35*** | -6,72 |
| *Test d'Hausman* | 1,57 | 0,66 |
| *Nombre d'individus* | 17 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 442 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. CPMG correspond à l'estimation par le « Cross sectionally augmented Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.13 – Relation de long terme entre FEER et TCER

| | *Coefficient de long terme ($\theta$)* | *T-stat / P-value* |
|---|---|---|
| *CPMG* | 0,73*** | 11,29 |
| *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* | -0,38*** | -5,21 |
| *Test d'Hausman* | 2,57 | 0,46 |
| *Nombre d'individus* | 13 | |
| *Nombre de périodes* | 26 | |
| *Nombre d'observations* | 338 | |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. CPMG correspond à l'estimation par le « Cross sectionally augmented Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

TABLE 3.14 – Relation de long terme entre FEER et TCER (pays émergents)

## 3.5 Implications des résultats

Après la crise, nous avons observé une réduction des déséquilibres globaux principalement due au ralentissement économique mondial sans coordination des politiques de change. En 2012, les mésalignements de taux de change restent relativement importants dans les grandes économies mondiales. Même s'il semble que les mésalignements soient moins marqués que lors des quatre années précédentes selon Cline et Williamson 2012.

Gagnon 2011 montre, à l'aide de régressions de balance courante de moyen terme où il inclut les interventions officielles sur le marché des change, que les déséquilibres globaux devraient augmenter de manière substantielle (beaucoup plus largement que les prévisions du FMI l'indiquent) dans les prochaines années si nous ne prenons pas les mesures appropriées pour prévenir ce retour d'importants déséquilibres. Feldstein 2011 analyse le rôle que pourrait jouer les réalignements de devises dans l'élimination des déséquilibres globaux. Il insiste sur la complémentarité des politiques domestiques (consommation privée ou dépense budgétaire) et des politiques extérieures (réalignements de devises) pour lutter contre les déséquilibres globaux et assurer la stabilité macro-économique globale.

Zhou 1993 conclut que si les FEERs ne sont pas liés aux taux de change comptant, ni à court terme, ni à long terme, pourquoi devraient-ils être vus comme des « taux de change d'équilibre » et pourquoi les gouvernements devraient-ils établir des « zones cibles » pour les taux de change basées sur ces taux d'équilibre. Ces résultats empiriques peuvent être trompeurs car ils ne concernent uniquement deux pays et une période de temps relativement courte alors que l'approche FEER est essentiellement une approche multilatérale où la cohérence globale, mentionnée plus haut, est cruciale. Nos résultats montrent que le FEER affecte la dynamique du taux de change pour un large panel de pays industrialisés et émergents et sur la période 1982-2007. Ces résultats montrent que l'approche FEER peut être un outil utile pour les responsables de la politique macroéconomique dans la perspective d'une coopération monétaire internationale qui viserait à prévenir le retour de grands déséquilibres courants.

## 3.6 Conclusion

Nous apportons des preuves empiriques que cette approche alternative à la PPA pour estimer les taux de change d'équilibre, l'approche FEER affecte la dynamique du taux de change à long terme. Pour un large panel de pays industrialisés et émergents et sur la période 1982-2007, nous détectons la présence de racines unitaires dans les séries de TCERs et de FEERs. Nous estimons une relation de long terme entre TCERs et FEERs après avoir mis en évidence une relation de cointégration.

Les résultats montrent que le FEER a une influence positive et significative sur la dynamique du taux de change. Donc il peut être considéré comme une alternative à la PPA et les responsables de la politique macroéconomique peuvent se servir de cet outil, en complément d'autres approches des taux de change d'équilibre comme nous l'avons vu dans le chapitre 2, pour avoir une vision d'ensemble et s'assurer de la stabilité macro-économique globale.

# CHAPITRE 4

## Déséquilibres globaux et ouverture financière : une approche empirique

Plusieurs causes ont été désignées dans la littérature pour expliquer l'augmentation des déséquilibres de balances courantes observée depuis ces quinze dernières années. On peut citer les différentiels de croissance, une dispersion des taux d'investissement et d'épargne, les mésalignements de change et, pour finir, l'ouverture financière (i.e. l'ouverture du compte financier) [1].

Depuis le milieu des années 1990, les déséquilibres globaux s'intensifient jusqu'à atteindre un point culminant avant la crise financière en 2006-08. Ces évolutions peuvent être considérées comme insoutenables et ont été une des causes sous-jacentes de la crise [2]. En 2006, les principaux contributeurs de ces déséquilibres sont les États-Unis (avec un déficit de plus de 1,6% du PIB mondial), la Chine et les pays asiatiques ainsi que les pays exportateurs de pétrole (avec un excédent commun de plus de 1,8% du PIB mondial) comme le montre la figure 4.1.

Les déséquilibres globaux constituent une menace pour la stabilité macroéconomique globale. L'objet de ce chapitre sera d'identifier les principales causes et

1. Ce chapitre est basé sur Saadaoui 2011b.
2. Serven et Nguyen 2010 examinent les différentes interprétations sur le rôle des déséquilibres globaux avant et après le déclenchement de la crise.

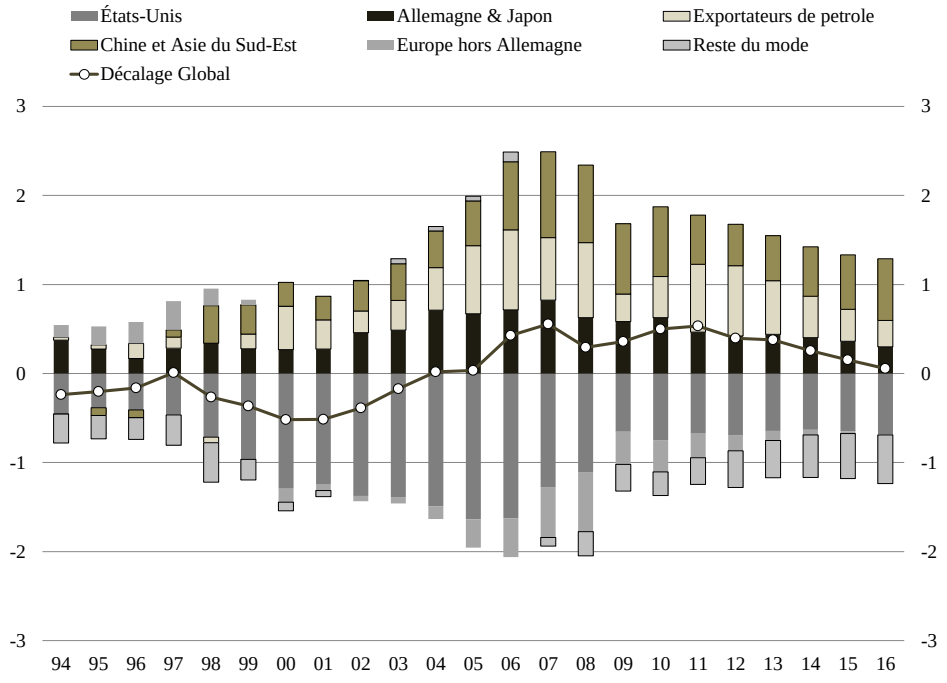
les principaux déterminants de ces déséquilibres. Nous estimons, à l'aide de données de panel, l'impact de l'ouverture du compte financier sur les déséquilibres des balances courantes à moyen terme pour un échantillon de pays industrialisés et émergents en utilisant une mesure *de jure* de l'ouverture financière (l'indice KAOPEN introduit par Chinn et Ito 2002, 2006) et une mesure *de facto* de l'ouverture financière (la position extérieure brute mesurée comme la somme des passifs et actifs extérieurs). Le principal résultat est que l'ouverture financière relative (mesurée relativement à la moyenne mondiale) a joué une rôle significatif dans l'évolution des balances courantes. En augmentant les opportunités d'investissements à l'étranger, l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les balances courantes de moyen terme des pays industrialisés (en raison de pressions baissières sur les taux d'investissement domestiques). Inversement, l'ouverture financière relative a eu un impact négatif sur les déséquilibres courants de moyen terme des pays émergents (en raison de pressions haussières sur les taux d'investissement domestiques).

Pour un certain nombre de pays industrialisés, l'évolution de l'ouverture financière relative (qui a diminué depuis le milieu des années 1980 puisque ces pays avaient déjà libéralisé leurs comptes financiers et que la moyenne mondiale a suivi une tendance positive) a eu un impact négatif sur les balances courantes à moyen terme. Pour les pays du Sud-Est asiatique, l'évolution de l'ouverture financière relative (qui a diminué depuis le milieu des années 1980 puisque ces pays ont libéralisé leurs comptes financiers plus lentement que la moyenne mondiale) a eu un impact positif sur les balances courantes à moyen terme.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La section suivante présente les diverses approches qui ont été proposées pour éclairer les développements des déséquilibres courants depuis le milieu des années 1990. La section 2 analyse les résultats empiriques des régressions de balances courantes. La section 3 étudie, en détail, les contributions de chaque variable explicative dans les équations de balances courantes. La section 4 clôt ce chapitre.

## 4.1 Explications des déséquilibres globaux

Plusieurs explications ont été proposées pour expliquer la montée des déséquilibres globaux observée depuis le milieu des années 1990 parmi elles, nous trouvons




Source : Perspectives de l'économie mondiale, avril 2012, FMI, prévisions après 2010. Calculs de l'auteur.

FIGURE 4.1 – Balances courantes en % du PIB mondial

l'approche Épargne-Investissement, l'approche inter-temporelle, l'hypothèse d'encombrement de l'épargne mondiale, Bretton-Woods II et le néo-mercantilisme Est asiatique contre le motif de précaution [3].

– *L'approche Épargne-Investissement*

D'un point de vue comptable, le solde extérieur (la balance courante) est égale à la somme du solde du secteur public et du solde du secteur privé :

$$Y + M \equiv C + I + G + X \tag{4.1}$$

Si on introduit les recettes publiques nettes des transferts sociaux dans l'équation (4.1), nous obtenons la relation suivante :

$$CA \equiv [T - G] + [S - I] \tag{4.2}$$

Avec $Y$, produit intérieur brut ; $C$, consommation privée ; $I$, investissement privé ; $G$, dépenses publiques ; $X$, Exportations ; $M$, Importations ; $[S - I]$, solde épargne-investissement du secteur privé ; $CA$, balance courante.

Les questionnements entourant les déséquilibres globaux peuvent être analysés comme des déséquilibres des taux d'investissement domestique et des taux d'épargne domestique dans les principales zones économiques à l'échelle mondiale. Ces déséquilibres ont pu être accentués par l'ouverture financière qui a augmenté lors de la période 1980-2003 au niveau mondial.

– *L'approche inter-temporelle*

L'approche inter-temporelle est basée sur le comportement d'un agent rationnel qui maximise une fonction d'utilité sous contrainte budgétaire. Il lisse sa consommation en empruntant et en épargnant, la consommation courante apparait égale à une valeur actualisée du produit ou de la richesse nette anticipée. Des changements d'anticipations sur la croissance future causés par des chocs de productivité ou des réductions de dépenses publiques ou de l'investissement induisent des variations de la consommation.

Dans cette perspective, les grands déficits observés aux États-Unis pendant les années 2000 pourraient être interprétés comme une anticipation d'un accroissement

3. Chinn 2011 propose une revue de la littérature détaillée sur ce sujet et met en perspective les résultats empiriques de chaque approche.

de la productivité qui va améliorer la croissance future. Cet argument aurait été plus pertinent si la croissance du PIB avait été tiré par l'investissement plutôt que par la consommation durant cette période. Il semble que l'afflux de capitaux entrants aux États-Unis n'ait pas été motivé principalement par des anticipations favorables sur la future croissance américaine.

– *L'hypothèse d'encombrement de l'épargne mondiale*

Introduite par Bernanke 2005 ; Clarida 2005, l'hypothèse d'encombrement de l'épargne mondiale explique la montée des déséquilibres américains durant les années 2000 par un sous-développement financier des pays émergents d'Asie. Ces différences de développement financier et d'ouverture financière ont permis aux pays émergents d'Asie d'exporter leur excès d'épargne (en raison d'une épargne croissante et de taux d'investissement qui chutent après 1997) aux États-Unis. Suivant l'évolution du prix du pétrole, les exportateurs de pétrole sont devenus un important fournisseur d'épargne sur les marchés financiers internationaux. Dans cette explication, le déséquilibre extérieur américain est un problème externe, justement, à l'économie américaine. La solution est de développer le système financier des pays émergents qui ont un excès d'épargne afin de réduire les flux financiers vers les pays dotés de meilleurs systèmes financiers.

– *Bretton-Woods II et néo-mercantilisme Est asiatique contre motif de précaution*

Les surplus de l'Asie de l'Est peuvent être attribués à un comportement mercantiliste, le résultat de cet effort concerté serait l'augmentation des déficits courants américains. Dooley, Folkerts-Landau et Garber 2003, 2007 soutiennent que le financement du déficit américain est une sorte de dîme pour continuer à avoir accès aux marchés américains. Dans le même temps, l'accumulation de larges montants de réserves peut être expliquée par un motif de précaution contre la volatilité des flux de capitaux et les conséquences macroéconomiques des fuites de capitaux, notamment après la crise asiatique de 1997.

## 4.2 Résultats empiriques

Comme nous pouvons le voir dans l'équation (4.2), la balance courante est égale à la différence entre épargne domestique et investissement domestique. Dans

la lignée d'études précédentes (Faruqee et Isard 1998 ; Chinn et Prasad 2003) et du chapitre 1, les déterminants des balances courantes peuvent être analysés comme les déterminants du taux d'épargne domestique et du taux d'investissement domestique. Nous sélectionnons une spécification parcimonieuse qui sera soumise à des tests de robustesse afin de vérifier la sensibilité des résultats au biais de variables omises et à l'endogenéité (voir annexe D) via l'introduction d'estimateurs basés sur la méthode des moments généralisés en différence (GMM) et en système (SGMM).

Les équations de balance courante sont estimées avec des données de panel sur la période 1980-2003 [4] et pour deux groupes de pays. Dans une perspective de moyen terme, nous utilisons des moyennes de quatre ans sans chevauchement (Lee et al. 2008).

$$CA_{i,t} = S_{i,t} - I_{i,t} \tag{4.3}$$

$$CA_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_0 + \beta_1 RPG_{i,t} + \beta_2 ROG_{i,t} + \beta_3 RKAOPEN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{4.4}$$

$$CA_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_0 + \beta_1 RPG_{i,t} + \beta_2 ROG_{i,t} + \beta_3 RGFA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{4.5}$$

Les variables de l'équation (4.4) sont définies de la manière suivante : $CA$, balance courante en % du PIB, $RPG$, taux de croissance de la population en pourcentage de la population totale [5] (relatif à la moyenne mondiale pondérée) ; $ROG$, écart de production en pourcentage de la production potentielle (relatif à la

4. Nous souhaitons calculer une balance courante « normale » ou structurelle, par conséquent, nous devons étudier une période « normale ». Le taux de croissance des déséquilibres courants a fortement augmenté, après 2004, avec l'augmentation de l'accumulation de réserves de change par certains pays parfois appelés « manipulateurs de devise » (« currency manipulators » en anglais).

5. La variable $RPG$ peut être utilisée à la place des ratios démographiques en raison de différences dans les entrées et les sorties de la vie active entre pays industrialisés et émergents. Cette variable a le mérite d'être plus homogène pour ces deux types de pays. En effet, l'espérance de vie et l'interdiction du travail des enfants sont hétérogènes entre pays industriels et émergents. De manière triviale, les nouveau-nés ne travaillent pas et n'épargnent pas. Une augmentation de la croissance de la population réduit l'épargne domestique.

moyenne mondiale pondérée) ; $RKAOPEN$, ouverture financière relative (relative à la moyenne mondiale pondérée) basée sur l'indice de Chinn et Ito ; $RGFA$, position extérieure brute relative (relative à la moyenne mondiale pondérée) en % du PIB mesurée comme la somme des actifs et passifs extérieurs. Les sources des différentes variables sont présentées dans l'annexe D.

Le premier groupe de pays est composé de 18 pays industrialisés (Australie, Autriche, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Uni et États-Unis). Le second est composé de 21 économies émergentes (Argentine, Brésil, Chili, China, Colombie, Corée du Sud, Équateur, Égypte, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Maroc, Pakistan, Pérou, Philippines, Afrique du Sud, Sri Lanka, Thaïlande, Tunisie et Turquie).

Dans les régressions de balances courantes pour le groupe des pays industrialisés (tableau 4.1), les coefficients ont les signes attendus : une augmentation du taux de croissance relatif de la population ($RPG$) détériore la balance courante en raison d'une part plus grande de population dépendante, une augmentation de l'écart de production relatif ($ROG$) détériore la balance courante via les importations induites par une augmentation de l'écart de production relativement à la moyenne mondiale. Pour les pays industrialisés, une augmentation de l'ouverture financière relative ($RKAOPEN$ ou $RGFA$) permet d'investir à l'étranger de manière plus importante. Par conséquent, il y a une pression baissière sur les taux d'investissement domestiques et donc, cette évolution a un impact positif sur la balance courante [6].

Le signe de ce coefficient exprime l'impact d'une variation de l'ouverture financière sur la balance courante. Ce type de relation n'est pas sans rapport avec l'abondante littérature sur le lien ouverture / développement financier et croissance économique. Si l'ouverture financière améliore la croissance alors la balance courante se détériore en raison d'une augmentation des importations induites (sauf si le développement financier permet d'améliorer la compétitivité).

Néanmoins, les revues de la littérature sur ce sujet réalisé par Eichengreen

6. Pour vérifier ce point, nous remplaçons dans les régressions la balance courante par le taux d'investissement domestique. Nous trouvons que l'ouverture financière relative a eu impact ***négatif et significatif*** sur le taux d'investissement domestique des pays industrialisés (voir annexe D).

2001 et par Kose et al. 2006 rapporte que la littérature ne fournit pas de preuves empiriques robustes d'un lien systématique (positif) entre croissance et ouverture financière.

Pour illustrer ce dernier point, deux études empiriques récentes (Carmignani 2008 ; Quinn et Toyoda 2008) trouvent des résultats différents sur cette question. Carmignani soutient (à l'aide d'une estimation en système et une mesure *de jure* de l'ouverture financière) que l'ouverture du compte financier a stimulé la croissance à travers l'ouverture commerciale et le développement financier et que l'effet direct de l'ouverture du compte financier est négligeable. Quinn et Toyoda trouvent des preuves empiriques d'une relation positive entre ouverture du compte de capital et croissance économique en utilisant une mesure *de jure* de l'ouverture du compte de capital.

| | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| *Constant* | -2,54*** | -1,43*** | -2,45*** |
| | (0,09) | (0,21) | (0,37) |
| *RPG* | -3,00*** | -1,20** | -3,03*** |
| | (0,28) | (0,51) | (0,61) |
| *ROG* | -0,37* | -0,48*** | -0,39*** |
| | (0,19) | (0,12) | (0,14) |
| *RKAOPEN* | 1,08*** | 0,92*** | 0,92*** |
| | (0,15) | (0,10) | (0,25) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,40 | 0,77 | 0,36 |
| *Nb. d'observations* | 108 | 108 | 108 |
| *Test d'Hausman* | - | 2,60 | - |
| | | [0.45] | |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. La dernière ligne présente le test d'Hausman qui permet de discriminer entre effets aléatoires et effets fixes. Les p-values sont entres crochets. Source : estimations de l'auteur.

TABLE 4.1 – Déterminants des balances courantes pour les pays développés

Les estimations MCO avec effets fixes individuels augmente nettement le coefficient de détermination. Un simple test de Fisher entre le modèle sans effet fixes et celui avec effets fixes individuels indique que le modèle doit inclure des effets fixes

(Sevestre 2002). Une série d'estimations sont réalisées à l'aide de la méthode des moments généralisés (Arellano et Bond 1991 ; Arellano et Bover 1995 ; Blundell et Bond 1998). Elles montrent que les résultats sont robustes et ne présentent pas de problèmes d'endogenéité ou de biais de variables omises (voir annexe D).

Pour un certain nombre de pays industrialisés, la variable $RKAOPEN$ suit une tendance négative depuis le début des années 1980. La variable $RKAOPEN$ décrit l'ampleur de l'ouverture financière relativement à la moyenne mondiale de l'ouverture financière (qui est obtenue en calculant la moyenne pondérée [7] de l'indice $KAOPEN$ (Chinn et Ito 2002, 2006)).

| *Variables* | *CA* | *RPG* | *ROG* | *RKAOPEN* | $\Delta$ *RGFA* |
|---|---|---|---|---|---|
| *Pays industrialisés* | -11,01*** [0,00] | -19,49*** [0,00] | -51,20*** [0,00] | -28,83*** [0,00] | -2,50*** [0,00] |

Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Le rejet de l'hypothèse nulle (de présence de racine unitaire) en utilisant le test de Im, Pesaran et Shin 2003, nous conduit à rejeter la non-stationnarité des séries. Les p-values sont entre crochets. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.2 – Tests de racine unitaire (pays industrialisés)

Puisque la moyenne mondiale suit une tendance positive depuis le milieu des années 1980 et que plusieurs pays industrialisés avaient déjà libéralisé leurs comptes financiers au début des années 1980, l'ouverture financière relative (la variable $RKAOPEN$) a diminué pour ces pays. Ces évolutions ont contribué négativement aux balances courantes puisque le coefficient estimé est positif et significatif pour toutes les régressions du panel des pays industrialisés (voir annexe D pour la corrélation entre la balance courante et l'ouverture financière relative).

Pour s'assurer de la robustesse des résultats, nous introduisons une mesure alternative de l'ouverture financière relative ($RGFA$) qui correspond à la somme des actifs et passifs extérieurs du pays relativement à la moyenne mondiale en % du PIB. Le coefficient de la variable $RGFA$ [8] est positive et significative pour le groupe

7. Les poids sont égaux à la part de chaque pays dans le PIB mondial en dollars PPA. Plus précisément, plus l'indice $KAOPEN$ est élevé, plus le pays est ouvert aux transactions internationales de capitaux. Pour simplifier l'interprétation des coefficients, cette variable $KAOPEN$ est ajustée de telle sorte que la valeur minimale soit zéro. Les variables sont prises en écart à la moyenne mondiale, ce qui permet de contrôler les effets du reste du monde (Chinn et Ito 2007).

8. La variable $RGFA$ n'est pas stationnaire en niveau donc nous utilisons la variation, pour

des pays industrialisés comme dans les régressions avec la variables $RKAOPEN$. Ce qui est rassurant sur la robustesse des résultats (voir annexe D).

| | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| *Constant* | -0,97** | -0,30 | -1,19*** |
| | (0,40) | (0,50) | (0,52) |
| *RPG* | -1,94*** | -3,21*** | -1,66*** |
| | (0,36) | (0,41) | (0,43) |
| *ROG* | -0,44*** | -0,35*** | -0,33*** |
| | (0,06) | (0,06) | (0,10) |
| *RKAOPEN* | -0,47** | -0,63** | -0,45* |
| | (0,17) | (0,23) | (0,18) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,47 | 0,68 | 0,35 |
| *Nb. d'observations* | 126 | 126 | 126 |
| *Test d'Hausman* | - | 9,51** [0.02] | - |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. La dernière ligne présente le test d'Hausman qui permet de discriminer entre effets aléatoires et effets fixes. Les p-values sont entres crochets. Source : estimations de l'auteur.

TABLE 4.3 – Déterminants des balances courantes pour les pays émergents

| *Variables* | *CA* | *RPG* | *ROG* | *RKAOPEN* | $\Delta$ *RGFA* |
|---|---|---|---|---|---|
| *Pays émergents* | -5,88*** [0,00] | -6,19*** [0,00] | -27,17*** [0,00] | -4,74*** [0,00] | -4,74*** [0,00] |

Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Le rejet de l'hypothèse nulle (de présence de racine unitaire) en utilisant le test de Im, Pesaran et Shin 2003, nous conduit à rejeter la non-stationnarité des séries. Les p-values sont entre crochets. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.4 – Tests de racine unitaire (pays émergents)

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans les tableaux 4.2 et 4.4. Comme on peut le voir, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée dans toutes les séries.

éviter les problèmes de régressions fallacieuses, de cette variable mais l'interprétation reste la même que pour la variable $RKAOPEN$ (voir annexe D).

Dans les régressions de balances courantes pour le groupe des pays émergents (voir tableau 4.3), les coefficients sont significatifs et ont les signes attendus. Encore une fois, il faut privilégier le modèle avec effets fixes individuels comme le confirme un test de Fisher (Sevestre 2002). Les mêmes tests de robustesse sont menés que pour les régressions pour le groupe des pays industrialisés. Il semble que la qualité des résultats n'est pas sensible aux types de pays étudiés (voir annexe D). La principale différence avec les régressions concernant le groupe des pays industrialisés est le signe du coefficient de la variable $RKAOPEN$ qui est négative pour le groupe des pays émergents (voir annexe D pour la corrélation entre la balance courante et l'ouverture financière relative).

Pour les pays émergents, une augmentation de l'ouverture financière relative ($RKAOPEN$ ou $RGFA$) permet d'accueillir des investissements provenant de l'étranger de manière plus importante. Par conséquent, il y a des pressions haussières sur le taux d'investissement domestique [9] et donc, cette évolution a un impact négatif sur la balance courante (Ito et Chinn 2007).

Encore une fois, la mesure *de facto* de l'ouverture financière ($RGFA$) est statistiquement significative et a le même signe (négatif) que celui de la variable $RKAOPEN$ pour le groupe des pays émergents (voir annexe D).

Pour un certain nombre de pays émergents, la variable $RKAOPEN$ suit une tendance négative depuis les années 1980. La variable $RKAOPEN$ décrit l'ampleur de l'ouverture financière relativement à la moyenne mondiale de l'ouverture financière (qui est obtenue en calculant la moyenne pondérée [10] de l'indice $KAOPEN$ (Chinn et Ito 2002, 2006)).

Pour ces pays, la baisse de l'ouverture financière relative ($RKAOPEN$) signifie qu'ils ont libéralisé leur compte de capital plus lentement que la moyenne mondiale. Ces évolutions ont contribué positivement aux balances courantes puisque le coefficient estimé est négatif et statistiquement significatif pour le panel des pays émergents dans toutes les régressions.

9. Pour vérifier ce point, nous remplaçons dans les régressions la balance courante par le taux d'investissement domestique. Nous trouvons que l'ouverture financière à un impact ***positif et significatif*** sur le taux d'investissement domestique pour le groupe des pays émergents (voir annexe D).

10. Voir note de bas de page 7.

## 4.3 Contributions aux comptes courants de moyen terme

Comme il a été expliqué dans la section précédente, la baisse de la variable $RKAOPEN$ a induit une augmentation du déficit courant de moyen terme dans un certain nombre de pays industrialisés et une augmentation de l'excédent de moyen terme pour les pays émergents d'Asie du Sud-Est. Cette section illustre ce point en étudiant quelques cas frappants [11].

– *Les États-Unis et le Royaume-Uni*

Le cas des États-Unis (tableaux 4.5 à 4.10) est très intéressant car il illustre très bien le cas de pays qui ont totalement libéralisé leurs comptes financiers dès le début des années 1980 (ainsi l'indice $KAOPEN$, qui est une mesure inverse des contrôles de capitaux, atteint sa limite supérieure). De plus, la moyenne mondiale de l'ouverture financière a augmenté sur la période 1980-2003 (voir annexe D). Ces deux évolutions ont induit une diminution de la variable $RKAOPEN$ pour les États-Unis. La balance courante de moyen terme [12], qui se situait autour de -1,7% au début des années 1980, a atteint près de -2,5% au début des années 2000. Dans cette évolution, l'ouverture financière relative a joué un rôle négatif. En effet, la contribution de la variable $RKAOPEN$ qui était proche de 1,3% au début de la période a été réduite à seulement 0,9 % en raison des évolutions domestiques et étrangères de l'ouverture financière qui ont déjà été décrites et en raison d'un coefficient positif pour la variable $RKAOPEN$ dans les régressions de balance courante pour les pays industrialisés.

Le cas du Royaume-Uni (tableaux 4.5 à 4.10) est très similaire à celui des États-Unis, dans une moindre mesure. Néanmoins, le compte financier a été totalement libéralisé au milieu des années 1980. La balance courante de moyen terme a chuté à -1,7% du PIB à la fin de la période alors qu'elle était à -1% du PIB en 1980. Encore

11. Les estimations de balances courantes présentées dans le chapitre 1 capturent de manière indirecte l'effet de la l'ouverture financière via les effets fixes individuels. Des estimations réalisées sur une période « pré-ouverture » financière donnerait des effets fixes plus réduits en valeur absolue. Les résultats des simulations sont très proches.

12. Nous utilisons les spécifications avec effets fixes individuels pour calculer les balances courantes de moyen terme (i.e. les balances courantes d'équilibre) pour tous les pays. Afin de capturer les tendances de moyen et long terme, la variable $ROG$ est éliminé lors des simulations.

une fois, la diminution de l'ouverture financière relative (la variable $RKAOPEN$) a joué un rôle négatif dans l'évolution de la balance courante de moyen terme du milieu des années 1980 à la fin de la période.

– *Pays du Sud-Est asiatique et Inde*

Pour les pays du Sud-Est asiatique, l'affaire est complètement différente. Ces pays ont également observé une baisse de la variable $RKAOPEN$ mais pour des raisons différentes de celles des États-Unis ou du Royaume-Uni. La principale explication de cette baisse est que, globalement, les pays émergents d'Asie ont ouvert leur compte financier plus lentement que la moyenne mondiale (voir annexe D). Pour la Chine (tableaux 4.5 à 4.10), la balance courante de moyen terme a augmenté significativement depuis début de la période (de 1% en 1980 à 2,5% en 2003) dans cette évolution la réduction de la croissance relative de la population et la stabilité de l'ouverture financière relative a joué un rôle positif [13].

Les cas de la Malaisie et de l'Indonésie (tableaux 4.5 à 4.10) sont similaires sur plusieurs points. Ils ont augmenté leurs balances courantes de moyen terme depuis le début des années 1980 (de près de -2% en 1980 à 1% en 2003 pour l'Indonésie ; de 0% à 2% pour la Malaisie). Dans ces évolutions, la réduction de la croissance relative de la population et la baisse de l'ouverture financière relative (en raison du fait que ces pays ont libéralisé leur compte financier plus lentement que la moyenne mondiale) ont joué un rôle positif.

Les balances courantes de moyen terme de la Thaïlande et des Philippines ont des profils différents (tableaux 4.5 à 4.10) mais, dans ces deux pays, la stabilité de l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les flux de capitaux sous-jacents, sur toute la période. La balance courante de moyen terme, qui était très négative en début d'échantillon (-4% pour la Thaïlande et -2,5% pour les Philippines), a progressivement augmenté pour atteindre 0% en Thaïlande et 2% aux Philippines. Dans cette évolution, la réduction de la croissance relative de la population a joué un rôle positif.

L'évolution de l'ouverture financière relative dans les pays émergents d'Asie du Sud-Est reflète le fait que ces pays ont libéralisé leur compte de capital plus

13. Il semble important de rappeler que les coefficients sont ***significatifs et négatifs*** pour la variable $RKAOPEN$ dans toutes les régressions de balance courante pour le groupe des pays émergents.

lentement que la moyenne mondiale. Cette diminution relative a eu une impact positif sur la balance courante de ces pays puisque le coefficient associé à la variable $RKAOPEN$ est négatif pour le groupe des pays émergents.

Les évolutions de la balance courante de moyen terme de l'Inde et ses contributions (tableaux 4.5 à 4.10) peuvent être comparés à celles des pays émergents d'Asie du Sud-Est. Dans la mesure où la balance courante de moyen terme a augmenté régulièrement durant l'ensemble de la période (de près de -2 % du PIB à environ 0% du PIB). De plus, la stabilité de l'ouverture financière relative a contribué positivement (d'environ 1 %) à la balance courante de moyen terme et la réduction des ratios de dépendance a également eu un impact positif mais dans une moindre mesure que les petits pays d'Asie du Sud-Est qui sont soumis à des contraintes démographiques moins fortes (comparativement à des géants démographiques tels que la Chine ou l'Inde [14]).

– *Pays d'Amérique latine*

Le cas des pays d'Amérique latine est plus dispersé que celui des pays de l'Asie de l'Est sur la période 1980-2003. Pour le Brésil (tableaux 4.5 à 4.10), l'évolution de l'ouverture financière relative a eu un impact positif jusqu'à la fin des années 2000. Au début des années 2000, le Brésil a ouvert son compte financier plus rapidement (voir annexe D) et cette évolution a induit une diminution de la contribution positive de l'ouverture financière relative qui avait été observée auparavant. En dépit de cette évolution décroissante de la contribution de l'ouverture financière, la réduction de la croissance relative de la population a eu un impact positif sur la balance courante de moyen terme qui a augmenté modérément de -4% à -2%.

Le cas du Mexique (tableaux 4.5 à 4.10) peut être vu comme l'opposé du cas de pays d'Asie du Sud-Est. En effet, le Mexique avait fortement réduit son ouverture financière relative après la crise de la dette (voir annexe D). La variable $RKAOPEN$ décroît jusqu'en 1986 et après cette date, l'indice d'ouverture financière augmente de façon régulière jusqu'au début des années 2000 même s'il se stabilise après la crise du milieu des années 1990. Cette évolution de l'ouverture financière relative a contribué négativement à la balance courante de moyen terme

14. En dépit de profil démographiques similaires, la Chine et l'Inde ont des politiques de fertilité différentes. La politique de l'« enfant unique » a permis une réduction impressionnante du taux de croissance de la population et des ratios de dépendance en Chine.

du milieu des années 1980 au début des années 2000. En dépit de cette contribution négative de l'ouverture financière, la balance courante de moyen terme a augmenté fortement (de près de -4% à environ 0%) principalement en raison d'évolution démographiques défavorables.

L'Argentine est le pays où la balance courante de moyen terme a connu les mouvements les plus contrastés (tableaux 4.5 à 4.10) principalement en raison de larges variations de l'ouverture financière relative. La balance courante de moyen terme s'est améliorée sur l'ensemble de la période (de -1,5% à -0,5%) mais avec de larges variations notamment lors de la période où le « currency board » était en vigueur. Au début de cette période, l'ouverture financière a été plus prononcée et, ainsi, la contribution de la variable $RKAOPEN$ qui était positive (autour de 1 %) en 1988-1991, devient négative (autour de -0,3%) en 1996-1999. Cette évolution de l'ouverture financière relative a participé à accentuer les déficits courants lors de la période du « currency board ». Après l'éclatement de la crise en 2001, la balance courante de moyen terme est devenu moins négative (autour de -0,5%).

Pour le Chili, la balance courante de moyen terme reste stable autour de -4 % (tableaux 4.5 à 4.10). L'ouverture financière relative est restée relativement stable et a contribué positivement à la balance courante de moyen terme jusqu'au début des années 2000. À ce moment, le Chili a ouvert son compte financier plus rapidement [15] et donc la contribution à la balance courante de moyen terme de la variable $RKAOPEN$ a décru très rapidement.

Pour la Colombie, la balance courante de moyen terme s'est régulièrement améliorée de -2 % à 1 % sur l'ensemble de la période (tableaux 4.5 à 4.10). La stabilité de l'ouverture financière relative a contribué positivement (comme dans le cas des pays émergents d'Asie du Sud-Est) à la balance courante de moyen terme. Une réduction impressionnante du taux de croissance relatif de la population a, aussi, contribué à une amélioration du solde courant de moyen terme.

15. De manière intéressante, on peut observer que le Brésil et le Chili ont ouvert leurs comptes financiers plus rapidement au début des années 2000 alors que l'Argentine a connu une évolution inverse à la suite de la crise.

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -0,26 | -1,77 | 0,06 | 1,33 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 0,45 | 2,07 | 0,34 | 0,96 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | -0,28 | 0,94 | 1,20 | 1,33 | -1,44 | -0,16 |
| France | -1,09 | -0,60 | 0,59 | -1,34 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | 0,96 | -1,08 | 1,17 | 0,96 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | -2,38 | -2,14 | 1,08 | -1,90 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | -1,65 | -1,39 | -0,22 | 1,33 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | 1,06 | 0,79 | -1,16 | 1,74 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | -6,65 | -3,64 | -4,23 | 1,84 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | -1,54 | -1,91 | -3,88 | 1,41 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | -2,64 | -4,21 | -4,26 | 0,17 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | -4,97 | -1,05 | -1,71 | 1,08 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | -2,31 | -1,96 | -3,54 | -0,51 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | -2,60 | -1,62 | -1,64 | 1,08 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | -5,92 | -3,48 | -2,46 | 0,75 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | -3,72 | -2,40 | -3,82 | 1,84 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | -8,89 | -0,33 | -4,79 | -0,51 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -8,99 | -4,14 | -1,70 | 1,30 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | -5,51 | -2,49 | -4,80 | 1,41 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.5 – Contributions à la balance courante sur la période 1980-1983

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -2,97 | -1,88 | 0,03 | 1,26 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 3,58 | 2,43 | 0,40 | 1,26 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | 3,05 | 0,88 | 1,22 | 1,26 | -1,44 | -0,16 |
| France | -0,10 | -0,40 | 0,62 | -1,17 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | -0,80 | -1,09 | 0,86 | 1,26 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | -0,54 | -1,41 | 1,09 | -1,17 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | -2,05 | -1,41 | -0,16 | 1,26 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | -1,37 | 0,10 | -1,68 | 1,57 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | -0,61 | -3,11 | -3,75 | 1,90 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | -1,75 | -1,81 | -3,83 | 1,46 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | 1,13 | -2,18 | -3,67 | 1,60 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | 2,30 | 0,71 | -0,33 | 1,46 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | -2,93 | -1,97 | -3,20 | -0,86 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | -2,45 | -1,43 | -1,84 | 1,46 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | -2,29 | -2,72 | -1,75 | 0,80 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | -1,64 | -2,23 | -3,70 | 1,90 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | 0,25 | -1,95 | -6,07 | -0,86 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -7,45 | -4,22 | -2,38 | 1,90 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | 1,46 | -2,59 | -4,79 | 1,30 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.6 – Contributions à la balance courante sur la période 1984-1987

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -1,38 | -2,05 | -0,09 | 1,20 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 2,07 | 2,74 | 0,77 | 1,20 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | 2,57 | -0,01 | 0,39 | 1,20 | -1,44 | -0,16 |
| France | -0,55 | -0,39 | 0,49 | -1,04 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | -3,63 | -1,11 | 0,89 | 1,20 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | -1,76 | -1,23 | 1,13 | -1,04 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | -3,51 | -1,88 | -0,57 | 1,20 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | 1,10 | 0,58 | -1,56 | 1,94 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | 0,08 | -1,74 | -2,42 | 1,94 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | -2,29 | -1,26 | -3,32 | 1,50 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | -2,85 | -1,84 | -2,89 | 1,16 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | 1,64 | 0,45 | 0,03 | 0,84 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | -2,34 | -0,93 | -2,20 | -0,82 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | 0,80 | -0,88 | -1,33 | 1,50 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | -5,49 | -1,72 | -0,79 | 0,84 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | 1,14 | -1,74 | -3,03 | 1,72 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | -1,20 | -1,70 | -5,86 | -0,82 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -1,29 | -4,19 | -2,38 | 1,94 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | -2,69 | -1,97 | -4,38 | 1,50 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.7 – Contributions à la balance courante sur la période 1988-1991

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -1,33 | -2,59 | -0,35 | 0,92 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 2,72 | 2,46 | 0,83 | 0,86 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | -1,16 | -0,09 | 0,59 | 0,92 | -1,44 | -0,16 |
| France | 0,50 | 1,33 | 0,74 | 0,44 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | -1,55 | -1,39 | 0,88 | 0,92 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | 0,46 | 0,27 | 1,15 | 0,44 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | -2,63 | -1,63 | -0,05 | 0,92 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | 0,24 | 1,50 | -0,51 | 1,80 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | -0,34 | -0,88 | -1,75 | 2,13 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | -0,97 | -0,44 | -2,69 | 1,69 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | -4,73 | -2,31 | -2,63 | 0,43 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | -0,91 | 0,47 | -0,14 | 1,03 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | -1,98 | -0,22 | -1,68 | -0,63 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | -3,12 | -1,80 | -1,08 | 0,33 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | -5,95 | -1,24 | -0,50 | 1,03 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | -2,53 | -1,14 | -2,73 | 2,02 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | -6,31 | -0,07 | -5,02 | -0,03 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -3,07 | -4,45 | -2,46 | 1,76 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | -3,61 | -2,45 | -4,07 | 0,72 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.8 – Contributions à la balance courante sur la période 1992-1995

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -2,24 | -2,57 | -0,32 | 0,92 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 2,34 | 2,24 | 0,80 | 0,67 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | -0,76 | 0,25 | 0,93 | 0,92 | -1,44 | -0,16 |
| France | 2,41 | 1,76 | 0,69 | 0,92 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | -0,91 | -1,53 | 0,75 | 0,92 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | 2,08 | 0,65 | 1,05 | 0,92 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | -0,43 | -1,65 | -0,07 | 0,92 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | 2,31 | 1,61 | -0,29 | 1,69 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | -3,64 | -1,27 | -1,93 | 1,91 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | -1,20 | -0,42 | -2,67 | 1,69 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | -2,16 | -1,64 | -1,76 | 0,23 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | 2,84 | 1,50 | 0,23 | 1,69 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | 0,75 | 0,40 | -1,59 | -0,09 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | -3,91 | -2,21 | -0,86 | -0,29 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | 3,25 | -1,35 | -0,61 | 1,03 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | -3,18 | -1,40 | -2,67 | 1,69 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | 4,62 | 0,46 | -5,12 | 0,60 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -3,32 | -3,32 | -1,59 | 2,02 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | -2,81 | -2,10 | -3,89 | 0,89 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.9 – Contributions à la balance courante sur la période 1996-1999

| | *CA* | *CAM* | *RPG* | *RKAO* | *CST* | *FX* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| *Développés* | | | | | | |
| États-Unis | -4,30 | -2,45 | -0,21 | 0,92 | -1,44 | -1,73 |
| Japon | 2,70 | 2,47 | 0,78 | 0,92 | -1,44 | 2,20 |
| Allemagne | 0,59 | 0,20 | 0,87 | 0,92 | -1,44 | -0,16 |
| France | 1,44 | 1,33 | 0,26 | 0,92 | -1,44 | 1,59 |
| Royaume-Uni | -2,01 | -1,69 | 0,58 | 0,92 | -1,44 | -1,76 |
| Italie | -0,67 | 0,28 | 0,68 | 0,92 | -1,44 | 0,11 |
| Canada | 1,98 | -1,64 | -0,06 | 0,92 | -1,44 | -1,07 |
| *Émergents* | | | | | | |
| Chine | 2,06 | 2,48 | 0,57 | 1,69 | -0,30 | 0,52 |
| Brésil | -2,18 | -1,89 | -1,86 | 1,23 | -0,30 | -0,95 |
| Inde | 0,56 | -0,25 | -2,34 | 1,53 | -0,30 | 0,86 |
| Mexique | -2,21 | -0,40 | -0,85 | 0,56 | -0,30 | 0,20 |
| Corée | 1,75 | 1,44 | 0,67 | 1,20 | -0,30 | -0,12 |
| Indonésie | 4,14 | 0,77 | -1,54 | 0,23 | -0,30 | 2,39 |
| Argentine | 2,67 | -0,50 | -0,48 | 1,03 | -0,30 | -0,75 |
| Thaïlande | 4,77 | -0,65 | 0,09 | 1,03 | -0,30 | -1,47 |
| Colombie | -0,72 | -1,04 | -2,31 | 1,69 | -0,30 | -0,12 |
| Malaisie | 9,21 | 2,07 | -3,94 | 1,03 | -0,30 | 5,28 |
| Chili | -1,18 | -4,40 | -0,99 | 0,34 | -0,30 | -3,44 |
| Philippines | -1,35 | -2,20 | -3,99 | 0,89 | -0,30 | 1,21 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les contributions sont exprimées en % du PIB. CA renvoie à la balance courante observée, CAM renvoie à la balance courante de moyen terme, RPG renvoie à la contribution de la variable de croissance relative de la population, RKAO renvoie à la contribution de la variable d'ouverture financière, CST et FX renvoient à la constante et aux effets fixes individuels, respectivement. Source : calculs de l'auteur.

TABLE 4.10 – Contributions à la balance courante sur la période 2000-2003

## 4.4 Conclusion

Les déséquilibres globaux sont une menace pour la stabilité macroéconomique globale. Donc l'identification des principales causes et déterminants de ces déséquilibres semble être cruciale. L'objectif de ce chapitre était d'examiner si l'ouverture financière avait joué un rôle déterminant dans l'évolution des déséquilibres globaux sur la période 1980-2003.

La principale conclusion de ce chapitre est que l'ouverture financière relative (relative à la moyenne mondiale) a joué un rôle significatif dans la montée des déséquilibres courants. En augmentant les opportunités d'investissement à l'étranger, l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les balances courantes de moyen terme des pays industrialisés (en raison de pressions baissières sur les taux d'investissement domestiques). Inversement, l'ouverture financière relative a eu un impact négatif sur les balances courantes de moyen terme des pays émergents (en raison de pressions haussières sur les taux d'investissement domestiques). Pour un certain nombre de pays industrialisés, l'ouverture financière relative a eu un impact négatif sur les balances courantes de moyen terme. Pour les pays d'Asie du Sud-Est, l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les balances courantes de moyen terme. L'évolution de l'ouverture financière domestique et étrangère a permis d'augmenter les balances courantes de moyen terme en valeur absolue.

Dans les débats récents sur le plafonnement des surplus de balance courante (The Economist 2010), plusieurs observateurs ont posé la question de la mesure du seuil à partir duquel la stabilité macroéconomique serait assurée. Nous soutenons que l'ouverture financière doit être prise en compte dans ce type de calculs. L'évolution de l'ouverture financière domestique et étrangère a permis d'augmenter les balances courantes de moyen terme en valeur absolue sur la période 1980-2003.

# CHAPITRE 5

## Mésalignements de change et fédéralisme budgétaire : ajustements en union monétaire

La crise de la zone illustre les carences des mécanismes d'ajustement dans une union monétaire caractérisée par une forte hétérogénéité [1]. Les mécanismes d'ajustement sont définis au sens large comme des mécanismes qui permettent à un pays à la suite d'un choc de retourner à la situation initiale ou, éventuellement, de retourner au plein-emploi après un ralentissement [2].

Les ajustements de taux de change étant impossibles, il existe peu de mécanismes alternatifs. La politique budgétaire pourrait jouer un rôle actif et dans un état fédéral comme les États-Unis, on obtient des coefficients de stabilisation de près de 20% (Italianer et Pisani-Ferry 1992 ; Asdrubali et Kim 2004). Mais il n'y a pas d'équivalent dans le cas européen. Des marchés de capitaux mieux intégrés avec une diversification accrue des portefeuilles et des crédits intra-zone ont été proposés comme un mécanisme d'ajustement puissant par l'approche du « risk sharing » international. Le crédit intra-zone et les revenus de capitaux tirés des

1. Ce chapitre est basé sur Duwicquet, Mazier et Saadaoui 2012.
2. Cartapanis 2010 souligne que l'hétérogénéité n'est pas un obstacle, en tant que telle, au bon fonctionnement de l'Union économique et monétaire mais elle suppose la mise en place de mécanisme d'ajustement capables de résorber les déséquilibres macro-économiques.

portefeuilles internationaux aurait des coefficients de stabilisation de l'ordre de 20 à 30% chacun (Asdrubali et Kim 2004). Ces résultats ont été utilisés dans les années 2000 par les partisans d'une politique économique libérale dans l'union européenne afin de promouvoir une intégration financière accrue sans développer de budget fédéral (European Commission 2007 ; Trichet 2007).

Néanmoins, les fondements théoriques et les résultats empiriques apparaissent hautement contestables. Par conséquent, la flexibilité des prix et des salaires ont été proposés afin de remplacer, au moins en partie, les ajustements de taux de change. En fait, ces mécanismes permettent uniquement un retour très lent et partiel vers l'équilibre avec d'importants coûts en termes de croissance et d'emploi et de grandes différences entre pays, en raison de fortes spécificités structurelles. Ces mécanismes sont moins efficaces lorsqu'ils sont implémentés dans des pays interdépendants, comme c'est le cas dans la zone euro et plus particulièrement pour les pays d'Europe du Sud (Mazier et Saglio 2008).

Cette situation reflète un diagnostic simple. Au niveau de l'ensemble de la zone euro, la balance courante est proche de l'équilibre et le déficit budgétaire est plus faible que dans plusieurs autres pays de l'OCDE. L'euro est proche de son taux d'équilibre. Mais les déséquilibres intra-européens sont très importants. L'euro est fortement surévalué pour les pays d'Europe du Sud, y compris la France, et largement sous-évalué pour les pays d'Europe du Nord, particulier l'Allemagne (Jeong, Mazier et Saadaoui 2010b).

Ces mésalignements de change freinent la croissance et induisent des déficits courants au Sud alors que la croissance est accélérée au Nord par les exportations, en particulier vers le reste de la zone euro, et les déficits sont réduits. Cette situation est équivalente à des transferts positifs en faveur du Nord et des transferts négatifs au détriment du Sud, ce qui est largement ignoré dans le débat public.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. Dans un premier temps, nous reprenons les mésalignements de change au sein de la zone euro déjà présentés dans le chapitre 1, en utilisant une approche FEER, et nous les comparons avec d'autres estimations. En utilisant des données de panel sur la période 1994-2010, nous confirmons que les mésalignements de taux de change dans la zone euro ont divergé, reflétant des évolutions insoutenables. Enfin, nous estimons les transferts équivalents en % du PIB induits par ces mésalignements pour les différents pays

européens. Nous comparons les résultats avec l'évaluation du système d'assurance budgétaire proposé par la Commission pour lutter contre les évolutions asymétriques (Italianer et Pisani-Ferry 1992) et repris récemment par Pierre Moscovici, ministre de l'économie et des finances de la France (The Economist 2012).

Dans un second temps, nous utilisons une modélisation « stock-flux cohérente » à deux pays d'une union monétaire dans la lignée de Godley et Lavoie 2007b et de Duwicquet et Mazier 2010. Trois résultats sont obtenus. Un budget fédéral (d'une taille réduite à 3% du PIB) n'a qu'un effet stabilisateur des plus modestes. L'introduction de transferts à caractère redistributif en fonction du niveau relatif d'activité économique du pays permet de réduire plus efficacement la perte d'activité engendrée par la surévaluation, tout en restant inscrit dans un budget fédéral de taille réduite. Enfin des euro-obligations finançant des programmes d'investissement européens exercent un effet de stabilisation voisin du précédent.

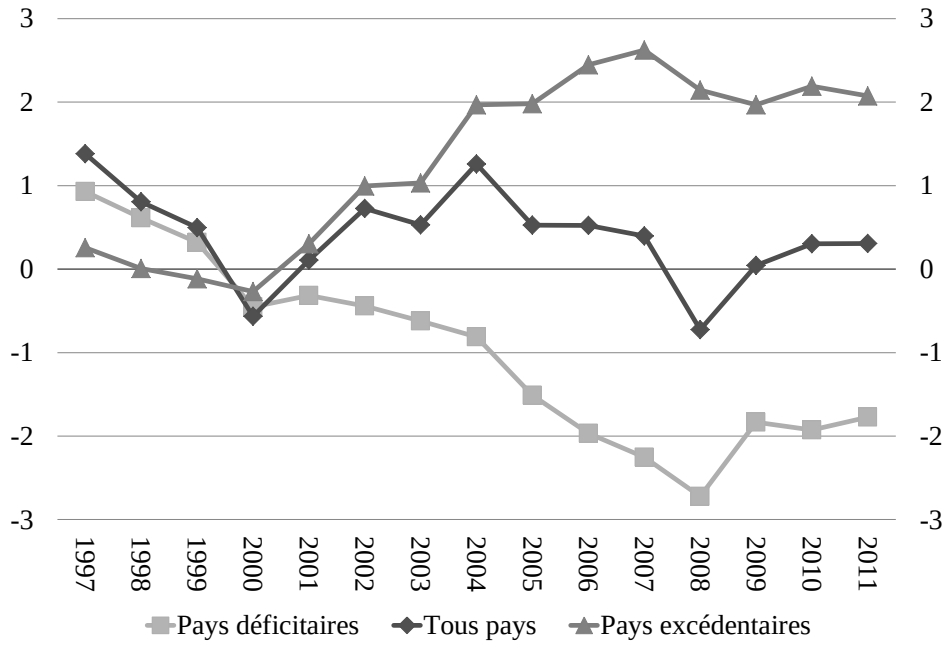
## 5.1 Mésalignements intra-européens et transferts implicites

### 5.1.1 Hétérogénéité des mésalignements au sein de la zone euro

Depuis le milieu des années 2000, on observe un accroissement marqué des déséquilibres de balance courante dans la zone euro en dépit d'une balance courante assez équilibrée pour l'ensemble de la zone. D'une part, les pays d'Europe du Nord ont accumulé de larges excédents courants et d'autre part, les pays d'Europe du Sud ont connu d'importants déficits courants (voir figure 5.1). Ces évolutions reflètent, au moins en partie, une hétérogénéité croissante des mésalignements de taux de change au sein de la zone euro.

En utilisant une approche FEER [3], introduite par Williamson 1994, nous avons montré dans le chapitre 1 que les pays d'Europe du Nord sont de plus en plus sous-évalués et les pays d'Europe du Sud sont de plus en plus surévalués.

3. Taux de change d'équilibre fondamental, « Fundamental Equilibrium Exchange Rate » en anglais.




Pays excédentaires : Allemagne, Pays-Bas, Autriche, Finlande. Pays déficitaires : France, Italie, Espagne, Portugal, Irlande, Grèce. Source : perspectives de l'économie mondiale, FMI, avril 2012. calculs des auteurs.

FIGURE 5.1 – Déséquilibres courants en % du PIB de la zone euro

Les FEERs sont estimés pour dix pays européens (Allemagne, Autriche, Espagne, Finlande, France, Grèce, Italie, Irlande, Pays-Bas, Portugal) sur la période 1994-2011.

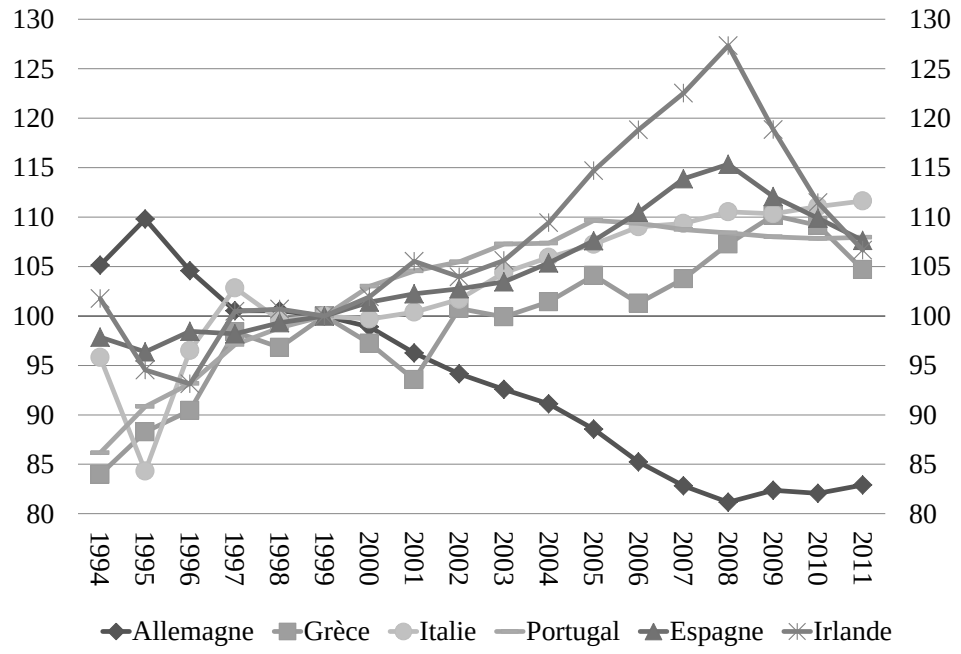
| | *EU* | *AUT* | *FIN* | *FRA* | *GER* | *IRL* | *ITA* | *NLD* | *PRT* | *SPA* | *GRC* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *1994* | -3,4 | -5,9 | -4,6 | 0,3 | -13,4 | 0,9 | 6,3 | -2,1 | 6,7 | 3,8 | 16,8 |
| *1995* | 1,2 | -5,8 | 9,7 | 3,9 | -6,9 | 6,3 | 13,7 | 3,3 | 17,1 | 13,4 | 9,0 |
| *1996* | 4,2 | -3,6 | 14,9 | 9,5 | 0,9 | 6,4 | 15,0 | 6,1 | 0,8 | 7,1 | 0,5 |
| *1997* | 3,5 | -6,5 | 19,2 | 17,4 | -1,0 | 2,8 | 10,5 | 4,0 | -13,8 | 5,5 | -5,0 |
| *1998* | 0,6 | -3,0 | 18,0 | 15,9 | -4,7 | -0,2 | 5,6 | -1,6 | -19,7 | 0,5 | -2,3 |
| *1999* | 2,0 | 0,3 | 20,7 | 22,7 | -4,9 | 3,6 | 5,0 | 2,5 | -25,0 | -4,7 | -8,6 |
| *2000* | 0,1 | 6,7 | 27,1 | 13,0 | -2,8 | 3,4 | 5,0 | 1,9 | -29,9 | -7,4 | -11,7 |
| *2001* | 6,9 | 8,6 | 34,3 | 19,6 | 8,6 | 6,6 | 10,9 | 5,6 | -28,6 | -4,6 | -5,7 |
| *2002* | 6,6 | 19,9 | 33,1 | 12,4 | 13,5 | 3,9 | 5,9 | 1,9 | -20,7 | -5,1 | -6,1 |
| *2003* | 2,2 | 8,8 | 17,9 | 2,9 | 8,1 | -0,9 | -1,0 | 3,0 | -14,5 | -9,8 | -8,1 |
| *2004* | 6,6 | 9,7 | 21,4 | 1,6 | 17,8 | 1,3 | 6,8 | 7,8 | -22,7 | -16,1 | 3,5 |
| *2005* | 1,8 | 9,2 | 11,2 | -7,0 | 17,3 | -1,8 | 4,6 | 7,4 | -36,1 | -30,3 | -5,1 |
| *2006* | 0,3 | 10,6 | 12,2 | -7,4 | 19,3 | -2,5 | 2,1 | 9,0 | -37,3 | -40,0 | -20,9 |
| *2007* | 0,1 | 15,4 | 16,7 | -9,0 | 23,6 | -6,2 | 4,9 | 8,4 | -31,5 | -48,3 | -31,4 |
| *2008* | -2,6 | 20,3 | 12,0 | -13,9 | 22,2 | -7,6 | 1,9 | 7,8 | -41,9 | -48,8 | -33,4 |
| *2009* | 0,6 | 12,2 | 4,4 | -9,6 | 21,4 | 0,3 | 2,9 | 6,3 | -30,8 | -17,1 | -20,7 |
| *2010* | 1,6 | 10,9 | 4,8 | -11,8 | 21,8 | 7,6 | -1,2 | 9,1 | -25,1 | -15,2 | -18,5 |
| *2011* | 3,3 | 14,4 | 1,5 | -13,0 | 23,1 | 7,0 | 3,1 | 11,5 | -7,9 | -5,5 | -21,8 |

Prévisions pour 2011 basées sur les perspectives de l'économie mondiale, FMI, avril 2012. Source : calculs des auteurs.

TABLE 5.1 – Mésalignement en termes effectifs réels (en %)

Depuis le début des années 2000, nous assistons une augmentation brusque de l'hétérogénéité des mésalignements dans la zone euro (tableau 5.1). Nous pouvons observer une scission entre certains pays qui sont de plus en plus sous-évalués (comme l'Allemagne, l'Autriche, les Pays-Bas et la Finlande) et les autres qui sont de plus en plus surévalués (comme la Grèce, le Portugal, l'Espagne et la France). En moyenne depuis 2005, l'Allemagne, l'Autriche, les Pays-Bas et la Finlande ont été sous-évalués de 13% alors que la Grèce, le Portugal, l'Espagne et la France ont été surévalués de 23%. Cette hétérogénéité structurelle est cœur des problèmes actuels de l'euro.

Depuis 2008, nous observons une réduction des mésalignements pour certains pays du Sud de l'Europe (Portugal, Irlande et, dans une certaine mesure, Grèce). Ces mouvements ont été principalement obtenus par de larges dévaluations effectives réelles en Irlande, Espagne et Grèce comme le montre l'évolution des taux de change effectifs réels basés sur les coûts unitaires de la main-d'œuvre dans la figure 5.2. Ces politiques de dévaluations internes sont très pénibles et ont mené à une aggravation de la crise, particulièrement en Grèce et en Espagne. Ce point important sera discuté dans la troisième partie de cette section.




Taux de change effectifs réels basés sur les coûts unitaires de la main-d'œuvre. Base de données de la commission européenne sur les prix et la compétitivité coût. Base 100 en 1999. Source : calculs des auteurs. Données disponibles sur ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/competitiveness/documents/areea17.xls.

FIGURE 5.2 – Taux de change effectifs réels relatifs à la zone euro

### 5.1.2 Comparaison avec d'autres estimations de mésalignements de change

Premièrement, nous comparons nos résultats avec ceux de Cline et Williamson 2011. Ces auteurs utilisent une approche FEER basé sur la méthode d'inversion des matrices symétriques (MIMS) [4] décrite dans Cline 2008. Les principales différences avec notre approche sont, d'une part, un traitement plus simple du commerce extérieur, et d'autre part, une cible de balance courante ad hoc. Plus précisément, dans le cas des pays de la zone euro du tableau 5.2, Cline et Williamson proposent deux variantes : ils calculent la variation de taux de change effectif réel nécessaire pour atteindre une cible de balance courante qui stabilise la position extérieure nette en 2011. Ils calculent, également, la variation de taux de change effectif réel nécessaire pour atteindre une cible de balance courante de 3% en valeur absolue du PIB. Cette hypothèse habituelle de déséquilibres courants de 3% du PIB a été adoptée dans leurs travaux précédents (Cline et Williamson 2010b).

Dans l'ensemble, les résultats sont largement similaires, la Grèce et le Portugal exhibent de larges surévaluations. L'Allemagne est plus sous-évaluée dans nos résultats principalement en raison d'un vieillissement marqué de la population. Dans notre approche, nous estimons les balances courantes d'équilibre à l'aide de données de panel avec des variables explicatives telles que les ratios de dépendance démographiques. Une part plus importante de population dépendante réduit l'épargne nationale et donc la balance courante.

Deuxièmement, nous comparons nos résultats obtenus avec une approche FEER avec des mésalignements obtenus avec une approche BEER [5] (Coudert, Couharde et Mignon 2012). Cette approche introduite par Clark et MacDonald 1998, consiste à estimer l'impact des déterminants de long terme sur la dynamique du taux de change à l'aide de techniques économétriques. Plusieurs auteurs ont sélectionné des spécifications parcimonieuses avec des variables telles que la position extérieure nette et la productivité relative. Une accumulation d'actifs extérieurs induit une appréciation du taux de change et une augmentation de la productivité dans le

4. « Symmetric Matrix Inversion Method (SMIM) » en anglais.

5. Taux de change d'équilibre comportemental, « Behavioral Equilibrium Exchange Rate » en anglais.

secteur des biens échangeables relativement au secteur des biens non-échangeables implique une appréciation du taux de change (cette variable capture le fameux effet Balassa-Samuelson). Après l'estimation de la relation de cointégration, les mésalignements sont obtenus par la différence entre le taux de change observé et le taux de change d'équilibre (c.-à-d. le produit du vecteur de cointégration et des valeurs observées des variables explicatives). Dans cette approche, il est supposé que le taux de change réel effectif était à l'équilibre sur la période observée.

| | *Allemagne* | *Italie* | *Espagne* | *Irlande* | *Portugal* | *Grèce* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *2011*[a] | 23,1 | 3,1 | -5,5 | 7,0 | -7,9 | -21,8 |
| *2011*[b] | 10,8 | -11,2 | -3,2 | 0,0 | -22,0 | -27,0 |
| *2011*[c] | 5,4 | -2,0 | -3,5 | 0,0 | -20,7 | -27,0 |

[a] Nos prévisions basées les perspectives de l'économie mondiale du FMI, avril 2012.
[b] Prévisions de Cline et Williamson basées sur les perspectives de l'économie mondiale du FMI, avril 2011 (Cline et Williamson 2011). Les balances courantes stabilisent la position extérieure nette de 2011.
[c] Prévisions de Cline et Williamson basées sur les perspectives de l'économie mondiale du FMI, avril 2011 (Cline et Williamson 2011). Les balances courantes ne dépassent pas 3% du PIB en valeur absolue.

TABLE 5.2 – Comparaison avec Cline et Williamson pour 2011 (en %)

Puisque les mésalignements BEER sont, principalement, des écarts par rapport une valeur moyenne du taux de change effectif réel sur la période étudiée ; les pays ayant des taux d'inflation élevés, dans une union monétaire, vont subir une plus forte appréciation effective réelle. Si cette appréciation ne provient pas d'une amélioration de la position extérieure nette ou de la productivité relative, ces pays seront de plus en plus surévalués. À l'inverse, les mésalignements FEER sont, principalement, des écarts à une valeur moyenne de la balance courante sur la période étudiée. Dans une union monétaire, un accroissement du déficit de balance courante va produire une surévaluation croissante.

Dans l'approche BEER, la France et l'Allemagne sont proches de l'équilibre en raison de taux d'inflation inférieurs à ceux des pays périphériques (tableau 5.3). Dans l'approche FEER, la France est de plus en plus surévaluée depuis le milieu de la dernière décennie (de 7% en 2005 à 13% en 2011) en raison de déficits courants

| | *2010*[a] | *2010*[b] |
|---|---|---|
| *Zone euro* | 1,6 | -8,0 |
| *Autriche* | 10,9 | -3,2 |
| *Finlande* | 4,8 | 7,3 |
| *France* | -11,8 | 0,4 |
| *Allemagne* | 21,8 | 0,5 |
| *Grèce* | -18,5 | -20,0 |
| *Irlande* | 7,6 | -5,3 |
| *Italie* | -1,2 | -6,6 |
| *Pays-Bas* | 9,1 | -3,0 |
| *Portugal* | -25,1 | -13,8 |
| *Espagne* | -15,2 | -10,0 |

[a] Nos mésalignements effectifs réels obtenus par une approche FEER.

[b] Mésalignements effectifs réels obtenus par une approche BEER (Coudert, Couharde et Mignon 2012).

TABLE 5.3 – Comparaison avec Coudert *et al.* pour 2010 (en %)

persistants. À l'inverse, l'Allemagne est de plus en plus sous-évaluée (de 8% en 2003 à 23% en 2011) à cause de larges excédents courants même durant la crise (autour de 6% depuis 2008). De notre point de vue, la divergence entre les approches FEER et BEER reflète le fait que le FEER prend en compte des évolutions structurelles qui sont largement ignorées dans l'approche BEER. En particulier, le déclin de la compétitivité française contraste avec les bonnes performances allemandes comme en témoigne l'évolution des balances courantes observées et d'équilibre. L'approche BEER semble ne pas être adaptée pour décrire des problèmes structurels de balance courante dans la zone euro en raison de son horizon temporel (López-Villavicencio, Mazier et Saadaoui 2012b).

Pour les pays périphériques, les résultats sont plus convergents. Ils indiquent des surévaluations à deux chiffres lors des années 2000. Pour l'Espagne (surévaluée de près de 10%), le Portugal (surévalué de près de 15%) et la Grèce (surévaluée de près de 20%), les deux mesures de taux de change d'équilibre sont proches en raison de déficits courants qui s'écartent de leurs valeurs moyennes et de fortes appréciations effectives réelles qui écartent les taux de change réels effectifs de

leurs valeurs moyennes.

### 5.1.3 Divergence des mésalignements de change dans la zone euro

Dans certaines approches de taux de change d'équilibre comme le BEER ou la PPA, les mésalignements sont nécessairement stationnaires sur la période étudiée. Dans ces approches, les mésalignements sont des résidus d'une relation de long terme entre le taux de change effectif réel et ses déterminants ainsi le mésalignement est stationnaire par définition. Dans le cas des pays européens sur la période 1994-2010, l'hypothèse de taux de change à l'équilibre sur la période étudiée (c.-à-d. le mésalignement est stationnaire) semble irréaliste puisque ces pays ont suivi des trajectoires divergentes concernant leur compétitivité comme le montre les évolutions des déséquilibres courants (figure 5.1).

Dans le long terme et au niveau mondial, les FEERs et les taux de change effectifs réels sont intégrés et cointégrés. En d'autres termes, les mésalignements sont stationnaires pour un panel de pays industrialisés et émergents sur la période 1982-2007 pour des raisons de soutenabilité de la dette extérieure (Saadaoui 2011a). Néanmoins pour les pays européens sur la période 1994-2010, il semble improbable que les mésalignements aient été stationnaires.

Dans un premier temps, nous mettons en œuvre plusieurs tests de racine unitaire en panel sur les séries de FEERs et de taux de change effectifs réels (TCER) [6]. Cette étape nous permet de déterminer si les FEERs et les TCERs sont des séries non-stationnaires de type I(1). Une série est non-stationnaire de type I(1) si elle devient stationnaire après avoir été différenciée une fois. Comme dans les études empiriques précédentes (Zhou 1993 ; Barisone, Driver et Wren-Lewis 2006 ; Saadaoui 2011a), nous détectons la présence de racine unitaire dans les séries de FEERs et de TCERs.

Comme nous pouvons le voir, dans l'annexe E, les séries de FEERs et de TCERs sont non-stationnaires en niveau puisque nous acceptons la présence de racine unitaire dans tous les tests (excepté le test LLC à 5% pour les séries de FEERs).

6. Nous utilisons les logarithmes naturels des séries dans les tests. Les taux de change effectifs réels proviennent de la BRI et sont en base 100 en 2000.

En outre, les séries de FEERs et TCERs sont stationnaires en première différence puisque nous rejetons l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans tous les tests.

Une importante limite des tests précédents réside dans l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle. Cette hypothèse est, clairement, trop restrictive pour un panel de pays européens qui partage la même monnaie. Pour s'assurer de la robustesse des résultats, nous appliquons le test CADF introduit par Pesaran 2007 permet la dépendance inter-individuelle (c.-à-d. l'existence de chocs communs) en soustrayant les moyennes inter-individuelles retardées aux équations ADF usuelles, ce test est robuste aux dépendances inter-individuelles.

Comme nous pouvons le voir, dans l'annexe E, les séries de FEERs et de TCERs sont non-stationnaires en niveau et stationnaires en première différence. Nous pouvons conclure que les séries sont non-stationnaires de type I(1). Après avoir établi ces premiers résultats, la seconde étape va consister à tester s'il existe une relation de long terme entre ces deux variables (c.-à-d. le mésalignement est stationnaire) durant la période étudiée.

Afin de tester s'il existe une relation de long terme entre TCERs et FEERs au sein de la zone euro, nous pouvons procéder de deux manières différentes :

1. Nous pouvons tester la présence de racine unitaire dans les séries de mésalignements (c.-à-d. la différence entre les TCERs et les FEERs). Néanmoins, dans ce cas, nous émettons l'hypothèse implicite que les séries sont cointégrées avec un vecteur (1 ;-1).

2. Alternativement, nous pouvons tester s'il existe une relation de long terme entre TCERs et FEERs en utilisant des tests de cointégration en panel (Pedroni, 1999). Dans ce cas, nous ne faisons aucune hypothèse sur la valeur du vecteur de cointégration.

Si les mésalignements sont non-stationnaires ou si nous ne détectons pas de relation de long terme entre TCER et FEER, alors nous conclurons que les mésalignements ont divergé lors de la période 1994-2010. Comme nous pouvons le voir dans le tableau 5.4, nous acceptons l'hypothèse nulle de présence racine unitaire dans tous les tests (hormis le test LLC à 5%). Comme il a été mentionné précédemment, nous nous assurons de la robustesse des résultats (à l'hypothèse d'indépen-

dance inter-individuelle) en utilisant le test CADF (Pesaran 2007). Nous pouvons conclure que les séries de mésalignements sont non-stationnaires (voir tableau 5.5).

Les résultats précédents indiquent que les mésalignements ont divergé au sein de la zone euro lors de la période 1994-2010. Cependant, ces résultats reposent sur une hypothèse contraignante sur le vecteur de cointégration. Afin de tester la divergence sans hypothèse sur le vecteur de cointégration, nous utilisons les tests de cointégration de Pedroni 1999.

| *Test :* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* |
|---|---|---|---|---|
| *Différence* | Non | Non | Non | Non |
| *Variable Exogènes :* | C, T | C, T | C, T | C, T |
| *Hypothèse Nulle :* | RU | RU | RU | RU |
| *RU Commune :* | Oui | Oui | Non | Non |
| *MIS* | -2,25** | 0,17 | 23,90 | 25,82 |

La série MIS correspond à la différence entre les séries TCER et FEER. Le symbole ** indique la stationnarité au sens statistique à 5%. Le tableau présente différents tests de racine unité en panel : Levin, Lin et Chu 2002 (LLC) ; Breitung 2000 ; Maddala et Wu 1999 et Choi 2001 pour les tests de racine unité en panel de type Fisher (F_ADF and F_PP). Source : calculs des auteurs.

Table 5.4 – Tests de racine unitaire en panel pour les mésalignements

| *CADF* | *Niveau* |
|---|---|
| *MIS* | -0,023<br>(0,491) |

Les p-values sont entre parenthèses. Source : calculs des auteurs.

Table 5.5 – Intégration des mésalignements

Dans le tableau 5.6, nous acceptons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration dans la plupart des tests (à l'exception des tests panel ADF et group ADF à 5%). Les résultats indiquent, clairement une divergence sur la période étudiée pour ces pays européens. Pour s'assurer de la qualité des résultats, nous appliquons des tests de cointégration qui autorise les dépendances inter-individuelles

(Westerlund 2007). L'existence d'un terme à correction d'erreur négatif et significatif est considérée comme une preuve de cointégration. En cas de dépendances inter-individuelles entre les membres du panel, les valeurs critiques peuvent être obtenues par la méthode du « bootstrap ».

Les statistiques en panel et « group mean » indiquent clairement que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est acceptée même en présence de dépendances inter-individuelles (voir tableau 5.7).

| *Test de cointégration en panel* | |
|---|---|
| *Hypothèse nulle : Absence de cointégration* | |
| *Nombre d'observations* | 170 |
| *Nombre d'individus* | 10 |
| *Hypothèse alternative : Coefficients autorégressifs communs (dimension within)* | |
| *Panel-v* | -0,59 (0,72) |
| *Panel-rho* | 0,37 (0,64) |
| *Panel-PP* | -0,20 (0,42) |
| *Panel-ADF* | -2,04 (0,02) |
| *Hypothèse alternative : Coefficient autorégressifs individuels (dimension between)* | |
| *Group rho-Statistic* | 1,62 (0,94) |
| *Group PP-Statistic* | 0,48 (0,68) |
| *Group ADF-Statistic* | -2,13 (0,02) |

Les p-value sont entre parenthèses. Source : calculs des auteurs.

Table 5.6 – Tests de cointégration en panel

| | G$\tau$ | G$\alpha$ | P$\tau$ | P$\alpha$ |
|---|---|---|---|---|
| *TCER, FEER* | -1,711 | -4,551 | -3,834 | -3,277 |
| | (0,308) | (0,530) | (0,445) | (0,466) |

Les p-values pour les tests de cointégration sont basés sur des méthodes de « bootstrap ». Voir Persyn et Westerlund 2008 pour les détails. Source : calculs des auteurs.

Table 5.7 – Cointégration entre TCERs et FEERs

Les tests de racine unitaire et de cointégration en panel montrent que les mésalignements de change ont divergé au sein de la zone euro. Nous ne détectons pas de relation de long terme entre TCERs et FEERs (c.-à-d. le mésalignement est non-stationnaire). Ce résultat indique que les pays européens ont vécu des évolutions insoutenables de leur compétitivité sur cette période. Ceci soulève la question des ajustements nécessaires à la restauration de la compétitivité des pays surévalués. L'identité de la balance des paiements indique que la balance courante est égale à l'opposé du compte financier. Les pays qui ont un déficit courant doivent emprunter au reste du monde. Ainsi un déficit de la balance courante est égal à un excédent du compte financier. Si un pays subit des déficits courants sur une période étendue de temps, la question de la soutenabilité de la dette extérieure nette peut être posée.

Même si la crise actuelle de la zone euro a été déclenchée par des inquiétudes sur les hauts niveaux de dette publique, la question de la soutenabilité des dettes extérieures nettes est cruciale puisque les pays déficitaires devront dégager des surplus dans le futur pour éviter les stratégies à la Ponzi. Toutes les mesures des responsables de la politique économique européenne sont focalisées sur la compétitivité des pays (surévalués) qui ont des difficultés à refinancer leur dette. Le but est de restaurer leur compétitivité afin que ces pays dégagent des excédents courants (ou au moins de réduisent leur déficit courant) pour stabiliser le ratio dette extérieure sur PIB.

Selon Belke et Dreger 2011, une réduction du coût du travail est une priorité pour les pays surévalués. Cependant, ils proposent (comme une dégradation de la compétitivité pour les pays excédentaires n'est pas une stratégie envisageable) une réponse asymétrique qui se résume à une réduction des coûts unitaires du travail des pays d'Europe du Sud afin de réduire les déséquilibres au sein de la zone euro.

Comme le soulignent Felipe et Kumar 2011, même une réduction de 20%-30% des salaires nominaux pour les firmes d'Europe du Sud ne restaurerait par la compétitivité par rapport aux firmes allemandes, puisque la composition des exportations est très différente et que les firmes d'Europe du Sud ne seront pas en mesure de concurrencer la Chine sur les marchés à l'exportation.

Depuis les dix dernières années, l'évolution asymétrique des mésalignements dans la zone euro a reflété des trajectoires divergentes en termes de compétitivité.

Ces évolutions sont une des causes sous-jacentes de la crise de la zone euro actuelle. Afin de faire face à ces évolutions asymétriques, un budget fédéral conséquent pourrait aider les pays surévalués à aller vers des nouvelles activités et améliorer leur spécialisation internationale (Jeong, Mazier et Saadaoui 2010b ; Duwicquet et Mazier 2010).

En l'absence de coordination des politiques économiques nationales dans la zone euro, la crise actuelle de l'euro conduit à des pressions des marchés financiers sur les pays ayant une compétitivité dégradée et de faibles perspectives de croissance. Ces pressions poussent les pays à accepter les plans d'austérité pour restaurer la confiance des investisseurs étrangers. Une meilleure gestion macroéconomique des évolutions asymétriques de compétitivité pourrait être un moyen plus efficace de restaurer la confiance et de réduire les déséquilibres au sein de la zone euro.

### 5.1.4 Transferts implicites : zone euro du Nord contre zone euro du Sud

Les mésalignements de change sont un concept pertinent au niveau intra-européen si on admet l'existence d'une balance courante d'équilibre reliée aux spécificités structurelles de chaque membre de la zone. Ce type de concept a été considéré dans les discussions portant sur un pacte de stabilité élargi incluant d'autres critères que le déficit et la dette publique. Une telle hypothèse implique que le mésalignement de change génère un gain ou une perte en termes de compétitivité. Dans une union monétaire, un équivalent transfert associé au mésalignement de change peut être calculé. Deux cas seront considérés, le premier avec un taux de change bilatéral, et le second avec deux pays de la zone euro face au reste du monde. Une évaluation empirique des transferts sera présentée par la suite.

#### Le cas bilatéral

En union monétaire, un transfert équivalent au mésalignement de change peut être calculé. Le mésalignement de change est exprimé en écart relatif à l'équilibre, nous avons :

$$\frac{Ep^*}{p} = (1+e)\,.\frac{E_e p^*}{p} \tag{5.1}$$

Avec $E$, taux de change bilatéral observé[7], $E_e$, taux de change d'équilibre bilatéral nominal, $e$, mésalignement bilatéral, $p$, prix domestique, $p^*$, prix étranger.

Comme nous pouvons le voir dans l'équation (5.1), en cas de surévaluation ($e < 0$), nous observons une compétitivité prix plus faible et en cas de sous-évaluation ($e > 0$), nous observons une compétitivité prix plus élevée. Le transfert équivalent $T$, associé au mésalignement de change et qui est, en fait, un coût unitaire supplémentaire, positif ou négatif, peut être obtenu en égalisant le niveau observé de compétitivité et le niveau d'équilibre, corrigé d'un transfert unitaire $T$. Nous obtenons :

$$\frac{E_e p^*}{p} . \frac{1}{(1+T)} = \frac{Ep^*}{p} = (1+e) . \frac{E_e p^*}{p} \tag{5.2}$$

$$T = \frac{1}{(1+e)} - 1 \tag{5.3}$$

En cas de surévaluation ($e < 0$), nous avons un transfert unitaire positif ($T > 0$) qui correspond à un coût unitaire additionnel positif. Cet accroissement des coûts unitaires pèse sur la compétitivité du pays. Le pays souffre d'une perte compétitivité. En cas de sous-évaluation ($e > 0$), nous avons un transfert unitaire négatif ($T < 0$) qui correspond à un coût unitaire additionnel négatif, cette réduction des coûts unitaires améliore la compétitivité et le commerce extérieur du pays.

En niveau, *ex ante*, en cas de surévaluation, les transferts représentent un coût additionnel pour les exportateurs ($T.pX$) et, de manière symétrique, un coût additionnel pour les producteurs locaux en compétition avec les produits importés ($T.pmM$). Pour le pays surévalué, le transfert total en pourcentage du PIB est égal à $[T.(pX + pmM)]/pY$. En pratique, une part importante de produits importés n'est pas en compétition avec les producteurs locaux (matières premières, biens non produit localement). Cette part dépend de la spécialisation internationale de chaque pays. Pour simplifier nous supposons dans l'évaluation empirique de ces transferts implicites que seulement la moitié des importations est en compétition avec les produits domestiques. Cela donne un transfert total en pourcentage du

7. Une augmentation de $E$ correspond à une dépréciation bilatérale nominale.

PIB égale à $[T.(pX+0,5.pmM)]/pY$. Il est important de noter que le transfert total est une fonction positive du taux d'ouverture. Pour un même mésalignement, un pays très ouvert comme l'Irlande va souffrir d'un transfert plus fortement négatif en cas surévaluation qu'un pays moins ouvert comme la Grèce ou le Portugal.

### Le cas de deux pays de la zone euro

Nous considérons à présent une zone euro avec deux pays, le Nord ($N$) et le Sud ($S$) et le reste du monde (les États-Unis pour simplifier).

$$1\$ = E€$$

La zone euro est supposée être au taux d'équilibre, ce qui est proche des faits observés ($E = E_e$). À l'inverse, les deux pays $N$ et $S$ ne sont pas à leur taux d'équilibre, le pays $S$ est surévalué et le pays $N$ est sous-évalué.

$$e_N = \frac{E - E_{Ne}}{E_{Ne}} > 0 \text{ (sous-évaluation)}$$

$$e_S = \frac{E - E_{Se}}{E_{Se}} < 0 \text{ (surévaluation)}$$

$$1\$ = E_{Ne}€N = E_{Se}€S$$

$$1€N = \frac{E_{Se}}{E_{Ne}}€S \text{ (taux d'équilibre entre €N et €S)}$$

La surévaluation du Sud se reflète dans un taux de change réel effectif inférieur à son taux de change d'équilibre, ce qui signifie une compétitivité réduite.

$$\frac{(p_{US}.E)^{\alpha SUS}.(p_N)^{\alpha SN}}{p_S} < \frac{(p_{US}.E_{Se})^{\alpha SUS}.(p_N.E_{Se}/E_{Ne})^{\alpha SN}}{p_S}$$

(avec pour simplifier, $\alpha^{SUS} = X_{S\to US}/X_S$ et $\alpha^{SN} = X_{S\to N}/X_S$)

Pour estimer l'équivalent transfert associé à un euro du Sud surévalué, nous devons évaluer, comme précédemment, le coût unitaire additionnel $Ts$ qui est nécessaire pour passer du niveau de compétitivité associée au taux de change d'équilibre $((p_{US}.E_{Se})^{\alpha SUS}.(p_N.E_{Se}/E_{Ne})^{\alpha SN}/p_S)$ au niveau de compétitivité observée moins

favorable $((p_{US}.E)^{\alpha SUS}.(p_N)^{\alpha SN}/p_S)$. Cela donne :

$$\frac{(p_{US}.E_{Se})^{\alpha SUS}.\left(\frac{p_N E_{Se}}{E_{Ne}}\right)^{\alpha SN}}{p_S\,(1+\ T_S)} = \frac{(p_{US}.E)^{\alpha SUS}.(p_N)^{\alpha SN}}{p_S}$$

$$1+T_S = \frac{\left(\frac{E_{Se}}{E}\right)^{\alpha SUS}\left(\frac{E_{Se}}{E}\right)^{\alpha SN}}{\left(\frac{E_{Ne}}{E}\right)^{\alpha SN}} = \frac{\frac{E_{Se}}{E}}{\left(\frac{E_{Ne}}{E}\right)^{\alpha SN}}$$

$$1+T_S = \frac{(1+e_N)^{\alpha SN}}{(1+e_S)}$$

Avec $e_N > 0$, l'euro du Nord est sous-évalué par rapport au dollar et avec $e_S < 0$, l'euro du Sud est surévalué. $T_S$ est positif est correspond à un coût unitaire additionnel associé à la surévaluation de l'euro du Sud $(1/(1+e_S))$ mais également à la sous-évaluation de l'euro du Nord par rapport au dollar $((1+e_N)^{\alpha SN})$.

Comme précédemment un transfert équivalent associé à la surévaluation de l'euro du Sud peut être calculé en % du PIB avec :

- un transfert du Sud vers le Nord :
  $[T_S.(pX_{S\to N} + 0,5.pmM_{S\leftarrow N})]/pY_S$ ;
- un transfert du Sud vers le reste du monde :
  $[T_S.(pX_{S\to US} + 0,5.pmM_{S\leftarrow US})]/pY_S$ (avec $T_S > 0$).

Symétriquement un équivalent transfert associé à une sous-évaluation de l'euro du Nord peut être calculé de la même manière. La sous-évaluation du Nord donne :

$$\frac{(p_{US}.E)^{\alpha NUS}.(p_S)^{\alpha NS}}{p_N} > \frac{(p_{US}.E_{Ne})^{\alpha NUS}.\left(\frac{p_S E_{Ne}}{E_{Se}}\right)^{\alpha NS}}{p_N}$$

(avec $\alpha^{NUS} = X_{N\to US}/X_N$ et $\alpha^{NS} = X_{N\to S}/X_N$)

$$\frac{(p_{US}.E_{Ne})^{\alpha NUS}.\left(\frac{p_S E_{Ne}}{E_{Se}}\right)^{\alpha NS}}{p_N\,(1+\ T_N)} = \frac{(p_{US}.E)^{\alpha NUS}.(p_S)^{\alpha NS}}{p_N}$$

$$1 + T_N = \frac{\left(\frac{E_{Ne}}{E}\right)^{\alpha NUS}\left(\frac{E_{Ne}}{E}\right)^{\alpha NS}}{\left(\frac{E_{Se}}{E}\right)^{\alpha NS}} = \frac{\left(\frac{E_{Ne}}{E}\right)}{\left(\frac{E_{Se}}{E}\right)^{\alpha NS}}$$

$$1 + T_N = \frac{(1 + e_S)^{\alpha NS}}{(1 + e_N)}$$

Avec $e_N > 0$ et $e_S < 0$, $T_N$ est négatif et représente une subvention reçue par le Nord, induite par la sous-évaluation de l'euro du Nord ($e_N > 0$) mais également par la surévaluation de l'euro du Sud par rapport au dollar ($(1 + e_S)^{\alpha NS}$).

Comme précédemment, un transfert équivalent associé à une sous-évaluation de l'euro du Nord peut être calculé en % du PIB ($T_N < 0$) avec :

- un transfert négatif du Nord vers le Sud :
  $[T_N.(pX_{N\to S} + 0,5.p_m M_{N\leftarrow S})]/pY_N$, ce qui signifie un transfert en faveur du Nord égal à l'opposé $-[T_N.(pX_{N\to S} + 0,5.p_m M_{N\leftarrow S})]/pY_N$ ;
- un transfert du Nord vers le reste du monde :
  $[T_N.(pX_{N\to US} + 0.5p_m M_{N\leftarrow US})]/pY_N$, ce qui signifie un transfert en faveur du Nord égal à l'opposé $-[T_N.(pX_{N\to US} + 0.5p_m M_{N\leftarrow US})]/pY_N$.

Le reste du monde reçoit du Sud $[T_S.(pX_{S\to US} + 0,5.p_m M_{S\leftarrow US})]/pY_S$ mais il verse à l'Europe du Nord $-[T_N.(pX_{N\to US} + 0,5.p_m M_{N\leftarrow US})]/pY_N$. Dans le cas de relations entre la zone euro et le reste du monde, l'euro est proche de son taux d'équilibre. Cela implique que les deux transferts précédents s'équilibrent. Tout ce passe comme si l'Europe du Sud transférait une partie de son revenu au reste du monde qui à son tour le reversait à l'Europe du Nord.

Dans l'ensemble, en raison des mésalignements intra-Européens, l'Europe du Sud transfère à l'Europe du Nord directement $[T_S.(pX_{S\to N} + 0,5.p_m M_{S\leftarrow N})]/pY_S$ et indirectement $[T_S.(pX_{S\to US} + 0,5.p_m M_{S\leftarrow US})]/pY_S$, ce qui donne un montant total de $[T_S.(pX_S + 0,5.p_m M_S)]/pY_S$. Le résultat est le même que dans le cas bilatéral qui est de cette manière généralisé.

### Évaluation empirique des transferts implicites

Pour un mésalignement de 10%, le flux de revenu reçu par les pays du Nord de la zone euro (Allemagne, Finlande, Autriche et Pays-Bas) est compris entre 3,8% et 9,4% (en % du PIB de chaque pays, voir tableau 5.8) [8]. Nous observons des valeurs

8. Dans le tableau 5.8 et dans la figure 5.3, les signes ont été inversés.

similaires pour les pays du Sud de la zone euro (Irlande, Portugal, Espagne, France, Italie et Grèce), le flux de revenu transféré par ces pays est compris entre 2,5% et 14,2%.

En regroupant l'ensemble des pays, nous calculons les transferts implicites en sommant d'une part, les pays surévalués (pays du d'Europe du Sud) et d'autre part, les pays sous-évalués (pays d'Europe du Nord). Depuis l'introduction de l'euro, les transferts implicites au sein de la zone euro ont été favorables au pays du Nord (figure 5.3).

| | | *Taux d'ouverture* | | *Transferts implicites* | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | *MIN* | *MAX* | *MIN* | *MAX* |
| *Nord* | *Pays-Bas* | 71,3 | 103,3 | 6,5 | 9,4 |
| | *Autriche* | 52,7 | 76,9 | 4,8 | 7,0 |
| | *Finlande* | 42,1 | 60,5 | 3,8 | 5,5 |
| | *Allemagne* | 41,6 | 60,0 | 3,8 | 5,5 |
| *Sud* | *Grèce* | 22,3 | 38,9 | -2,5 | -4,3 |
| | *Italie* | 26,7 | 40,2 | -3,0 | -4,5 |
| | *France* | 26,7 | 40,3 | -3,0 | -4,5 |
| | *Espagne* | 26,7 | 41,9 | -3,0 | -4,7 |
| | *Portugal* | 29,8 | 48,9 | -3,3 | -5,4 |
| | *Irlande* | 90,0 | 127,7 | -10,0 | -14,2 |

Transferts exprimés en % du PIB. Les taux d'ouverture sont de moyennes sur la période 2000-2011. Taux d'ouverture MIN = X/Y ; Taux d'ouverture MAX = (X+0,5M)/Y.

TABLE 5.8 – Transferts implicites pour un mésalignement de 10%

Entre 2000 et 2004, les pays du Sud étaient surévalués et ont transféré au reste du monde 2% de leur PIB chaque année. Les transferts reçus par les pays du Nord s'élèvent 6% du PIB en moyenne à la même période. Depuis 2005, nous observons une augmentation brusque de la surévaluation des pays du Sud qui atteint 25% en 2008. Ce niveau inapproprié de l'euro a eu un fort impact sur le commerce extérieur puisque le transfert équivalent est compris entre 9 et 14%. Lors de cette période, nous observons une situation inverse au Nord : les transferts reçus associés à la sous-évaluation ont augmenté pour atteindre un montant compris entre 7 et 10%

du PIB. Depuis le début de la crise en 2008, une réduction de ces transferts a été observée, grâce une réduction des mésalignements de taux de change, partiellement induit par de grands ajustements des coûts unitaires du travail en Irlande, Espagne et Grèce. Néanmoins les pays du Nord reçoivent toujours d'importants transferts (entre 4 et 6% du PIB) alors que les pays du Sud versent des transferts d'un montant similaire (figure 5.3). Avec les plans d'austérité mis en œuvre depuis 2010 par la plupart des pays du Sud, nous observons une réduction des déficits courants (excepté en Grèce) via des récessions ou des forts ralentissements de l'activité économique. Par conséquent, les mésalignements de change et les transferts associés se sont réduits. Cette situation de déséquilibres entre pays du Sud et pays du Nord, qui est en relation avec l'hétérogénéité structurelle en termes de compétitivité, augmente le ratio dette sur PIB des pays du Sud sans qu'aucun mécanisme de stabilisation ne soit mis en œuvre.

### Transferts et système d'assurance budgétaire

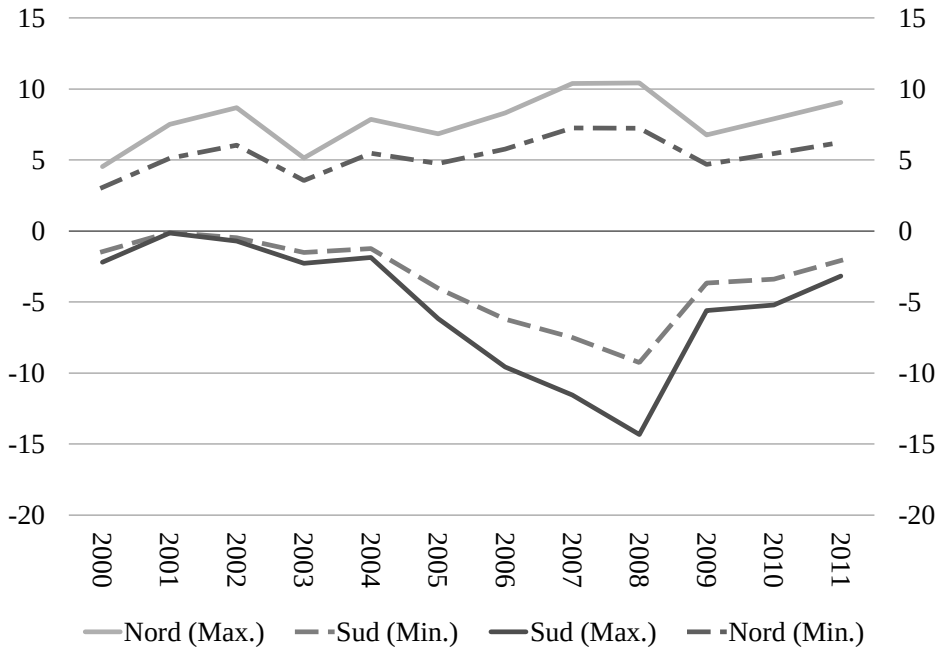
Ces transferts implicites dus aux mésalignements de change peuvent être comparé avec le système avec le système d'assurance budgétaire proposé dans les années 1990 par la commission européenne elle-même. Pour simplifier, nous retenons le mécanisme suggéré par Italianer et Pisani-Ferry 1992 et repris très récemment par Pierre Moscovici, ministre de l'économie et des finances de la France (The Economist 2012). En cas d'augmentation du taux de chômage plus élevée dans un pays par rapport au reste de l'Union, ce pays pourrait bénéficier de transferts via un budget européen. Ce transfert pourrait être calculé de cette manière :

$$T_i = 0,01\,(dU_i - dU_{iUE}) * GDP_i \text{ si } 0 < dU_i - dU_{iUE} < 2 \tag{5.4}$$

$$dU_i = U_i\,(t) - U_i\,(t-12)$$

Avec $U_i$, le taux de chômage en % du pays i, $U_{iEU}$, le taux chômage du reste de l'Union.

Les estimations réalisées pour les années 1980, avec des transferts limités à un maximum de 2% du PIB, donnaient un coût annuel pour le budget européen assez réduit (près de 0,2% du PIB). Les estimations ont été actualisées pour la période




Source : calculs des auteurs.

FIGURE 5.3 – Transferts implicites en pourcentage du PIB

1996-2011. Elles donnent des résultats assez proches : un coût annuel de 0,21% du PIB quand les transferts sont plafonnés à 2% du PIB ; 0,26% du PIB sans plafonnement quand le système est appliqué aux membres de la zone euro ; 0,26% et 0,28% du PIB (avec ou sans plafonnement, respectivement) quand ce mécanisme est supposé être élargi à tous les pays de l'Union, Royaume-Uni inclus. Le tableau 5.9 donne les résultats pour l'Union Européenne à 27 sans plafonnement [9]. Les transferts sont, en moyenne, plus importants pour les pays d'Europe du Sud (Grèce, 0,75%, Portugal, 0,71%, Espagne, 1,05%, Irlande, 0,87%) à l'exception de la France et de l'Italie, et pour les pays Baltes. L'Allemagne bénéficie aussi de ce système (0,27% en moyenne, concentré au début des années 2000). Durant certaines années les transferts peuvent atteindre des niveaux significatifs autour de 4 à 5% du PIB lorsqu'il n'y a pas de plafonnement.

Toutefois, cette question est sensible dans le contexte de la crise de la zone euro où les pays du Sud sont structurellement affectés par la surévaluation de leur « euro national » et par des problèmes de compétitivité. Dans un tel cas, le coût pourrait être élevé pour les autres pays de la zone euro, en particulier s'il n'y a pas de plafond au mécanisme.

Selon les estimations des précédents tableaux, les transferts auraient pu atteindre 3 à 5% du PIB en Grèce, Espagne et Irlande à la fin des années 2000. Ces résultats sont de la même ampleur que ceux obtenus précédemment avec les transferts implicites dus à la surévaluation des euros du Sud [10]. En effet, il serait logique que les pays du reste de la zone euro supportent de tels transferts pour éviter que les pays d'Europe du Sud soient piégés dans la récession et dans une croissance nulle durant une longue période. Dans l'ensemble, cela pourrait permettre d'aider à préserver la croissance dans la zone entière et à résoudre les problèmes de dette publique.

Ces transferts seraient mieux adaptés que des crédits intra-zone qui sont actuellement la seule forme d'aide utilisée dans la zone euro, à l'exception de l'annulation

9. Les autres estimations sont disponibles avec plafonnement et limitation à la zone euro. Les résultats sont toujours proches.

10. Avec l'exception de la France et du Portugal, fortement pénalisé par la surévaluation de leur « euro national », mais qui auraient bénéficié légèrement du système d'assurance budgétaire tel qu'il est conçu, en raison de l'évolution moyenne de leur taux de chômage, ce qui pose la question du type d'indicateur à utiliser.

partielle de la dette grecque. Ces crédits donnent du temps mais ne font que reporter les problèmes dans le futur mais avec une charge de la dette permanente.

Cependant un tel mécanisme de transfert soulève le problème de sa durée et de son efficacité. Les expériences passées, telles que la réunification allemande des années 1990 ou les transferts permanents du Nord vers le Sud de l'Italie, montrent que, si ces transferts représentent un gain net pour les régions bénéficiaires, ils ne sont pas suffisants pour résoudre les problèmes structurels. Ces transferts doivent être complétés par des politiques plus actives dans les domaines de l'innovation, des infrastructures et des industries. L'effet des transferts fédéraux va être examiné à l'aide d'un modèle SFC d'une union monétaire pour avoir une estimation de leur impact macroéconomique et de leur rôle stabilisateur.

| *T/PIB* | *AUT* | *BEL* | *CYP* | *EST* | *FIN* | *FRA* | *DEU* | *GRC* | *IRL* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *2001* | 0,20 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2002* | 0,30 | 0,60 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,50 | 0,00 | 0,30 |
| *2003* | 0,00 | 0,50 | 0,40 | 0,00 | 0,00 | 0,40 | 0,90 | 0,00 | 0,00 |
| *2004* | 0,50 | 0,10 | 0,40 | 0,00 | 0,00 | 0,30 | 0,60 | 0,70 | 0,00 |
| *2005* | 0,50 | 0,30 | 0,90 | 0,00 | 0,00 | 0,20 | 1,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2006* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,80 |
| *2007* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,20 |
| *2008* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,90 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,80 |
| *2009* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 6,40 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 3,70 |
| *2010* | 0,00 | 0,00 | 0,20 | 2,40 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 2,40 | 1,10 |
| *2011* | 0,00 | 0,00 | 1,60 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 5,10 | 0,70 |
| *Moyenne* | 0,14 | 0,14 | 0,32 | 0,88 | 0,00 | 0,08 | 0,27 | 0,75 | 0,87 |
| *T/PIB* | *ITA* | *LUX* | *MLT* | *NLD* | *PRT* | *SVK* | *SVN* | *SPN* | *BGR* |
| *2001* | 0,00 | 0,00 | 1,10 | 0,00 | 0,30 | 0,70 | 0,00 | 0,00 | 3,30 |
| *2002* | 0,00 | 0,40 | 0,00 | 0,30 | 0,80 | 0,00 | 0,00 | 0,60 | 0,00 |
| *2003* | 0,00 | 1,00 | 0,10 | 0,90 | 1,20 | 0,00 | 0,20 | 0,00 | 0,00 |
| *2004* | 0,00 | 1,10 | 0,00 | 0,80 | 0,30 | 0,50 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2005* | 0,00 | 0,00 | 0,30 | 0,40 | 1,30 | 0,00 | 0,40 | 0,00 | 0,00 |
| *2006* | 0,00 | 0,70 | 0,00 | 0,00 | 0,70 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2007* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,40 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2008* | 0,70 | 0,80 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 3,10 | 0,00 |
| *2009* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,20 | 0,60 | 0,00 | 4,80 | 0,00 |
| *2010* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,10 | 0,70 | 1,70 | 0,70 | 1,40 | 2,70 |
| *2011* | 0,00 | 0,20 | 0,00 | 0,00 | 0,90 | 0,00 | 0,90 | 1,60 | 1,00 |
| *Moyenne* | 0,06 | 0,38 | 0,14 | 0,23 | 0,71 | 0,32 | 0,20 | 1,05 | 0,64 |
| *T/PIB* | *CZE* | *DNK* | *HUN* | *LVA* | *LTU* | *POL* | *ROU* | *SWD* | *GBR* |
| *2001* | 0,00 | 0,40 | 0,00 | 0,00 | 0,30 | 2,40 | 0,00 | 0,40 | 0,00 |
| *2002* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,40 | 0,60 | 0,00 | 0,00 |
| *2003* | 0,30 | 0,60 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,40 | 0,00 |
| *2004* | 0,40 | 0,00 | 0,10 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,10 | 0,70 | 0,00 |
| *2005* | 0,00 | 0,00 | 1,30 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,50 | 0,30 |
| *2006* | 0,00 | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,80 | 0,00 | 1,30 |
| *2007* | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2008* | 0,00 | 0,00 | 0,50 | 1,60 | 1,60 | 0,00 | 0,00 | 0,20 | 0,40 |
| *2009* | 0,40 | 0,70 | 0,30 | 7,70 | 6,00 | 0,00 | 0,00 | 0,20 | 0,10 |
| *2010* | 0,00 | 0,80 | 0,50 | 0,90 | 3,40 | 0,70 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| *2011* | 0,00 | 0,10 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,10 | 0,10 | 0,00 | 0,20 |
| *Moyenne* | 0,10 | 0,24 | 0,34 | 0,93 | 1,03 | 0,42 | 0,24 | 0,22 | 0,21 |

Les transferts sont exprimés en % du PIB et ne sont pas plafonnés. Source : Eurostat, BIT, calculs des auteurs.

TABLE 5.9 – Transferts associés au mécanisme d'assurance budgétaire

| | Ménages $N$ | Firmes $N$ | État $N$ | Banques $N$ | Budget fédéral | BCE | Ménages $S$ | Firmes $S$ | État $S$ | Banques $S$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Capital | | $+K^N$ | | | | | | $+K^S$ | | |
| Dépôts | $+BD^N$ | | | $-BD^N$ | | | $+BD^S$ | | | $-BD^S$ |
| Monnaie | $+H_h^N$ | | | $+H^N$ | | $-H$ | $+H_h^S$ | | | $+H^S$ |
| Crédits | | $-L^N$ | | $+L_N^N$ | | | | | | $+L_S^N$ |
| | | | | $+L_N^S$ | | | | $-L^S$ | | $+L_S^S$ |
| Refinancement | | | | $-RF^N$ | | $+RF^N$ | | | | |
| | | | | | | $+RF^S$ | | | | $-RF^S$ |
| Obligations | $+p_b^N.B_N^N$ | | $-p_b^N.B^N$ | | | | $+p_b^N.B_S^N$ | | | |
| | $+p_b^N.B_N^S$ | | | | | | $+p_b^S.B_S^S$ | | $-p_b^S.B^S$ | |
| Euro-obligations | $+BT_{Nh}^E$ | | | $+BT_{Nb}^E$ | $-BT^E$ | | $+BT_{Sh}^E$ | | | $+BT_{Sb}^E$ |
| Bon du Trésor | | | $-BT^N$ | $+BT_N^N$ | | | | | | $+BT_S^N$ |
| | | | | $+BT_N^S$ | | | | | $-BT^S$ | $+BT_S^S$ |
| Actions | | $-p_e^N.E^N$ | | | | | | | | |
| | $+p_e^N.E_{hN}^N$ | $+p_e^N.E_{eN}^N$ | | | | | $+p_e^N.E_{hS}^N$ | $+p_e^N.E_{eS}^N$ | | |
| | | | | | | | | $-p_e^S.E^S$ | | |
| | $+p_e^S.E_{hN}^S$ | $+p_e^S.E_{eN}^S$ | | | | | $+p_e^S.E_{hS}^S$ | $+p_e^S.E_{eS}^S$ | | |
| Richesse | $-VH^N$ | $-V^N$ | $-D^N$ | $-VB^N$ | $-D^E$ | | $-VH^S$ | $-V^S$ | $-D^S$ | $-VB^S$ |
| Total | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

TABLE 5.10 – Matrice des stocks

## 5.2 Modélisation SFC avec budget fédéral et euro-obligations

Un modèle stock-flux cohérent (SFC) d'une union monétaire à deux pays permet une description cohérente des actifs et passifs ainsi que de tous les flux réels et financiers associés. L'union monétaire est composée de deux pays ($N$ et $S$) de taille asymétrique. Le pays $N$ est cinq fois plus grand que le pays $S$. Cette configuration facilite l'analyse des mécanismes d'ajustement du pays $S$ face au reste de l'union. Nous introduisons un budget fédéral avec des transferts sociaux fédéraux, des dépenses publiques fédérales et des euro-obligations. Cela permet d'étudier l'effet stabilisateur du système d'assurance budgétaire, tel qu'il a été proposé précédemment.

Ce modèle est inspiré par Godley et Lavoie 2006, 2007b, Lavoie 2003, Duwicquet et Mazier 2010, 2011. Les firmes accumulent à la fois du capital réel et financier. Elles peuvent financer leurs investissements avec des profits non-distribués, des crédits bancaires ou des actions. Nous introduisons deux banques commerciales capables d'offrir des crédits et, possiblement, de rationner le crédit. Les ménages détiennent des dépôts bancaires, des obligations et des actions. Nous conservons une représentation usuelle de la banque centrale et des deux gouvernements qui émettent des obligations et des bons du Trésor. Les taxes sur les revenus du capital (profit des firmes et des banques, revenus du capital des ménages) financent le budget fédéral. Le modèle est calibré pour représenter la structure de l'Union européenne.

Le tableau 5.10 décrit la matrice des stocks en termes d'actifs (écrits avec un signe positif) et de passifs (écrits avec un signe négatif) de chaque secteur : ménages, firmes, gouvernements, banques commerciales, une banque centrale unique et un budget fédéral. La matrice des flux, comptes nationaux en flux, est présentée dans l'annexe E. Au-delà du capital fixe ($K$), huit types d'actifs sont distingués [11] : les dépôts bancaires ($BD$) détenus par les ménages, les obligations émises par les gouvernements ($pb.B$) et détenues par les ménages des deux pays, les prêts ($L$) of-

11. Lorsqu'il y a deux symboles ($N$ et $S$), l'indice indique où l'actif est détenu, l'exposant indique où l'actif est émis. Par exemple, $BT_N^S$ représentent les bons du Trésor détenus par le pays $N$ et émis dans le pays $S$.

ferts par chaque banque commerciale aux firmes des deux pays, les actions émises par les firmes ($pe.E$) et détenues par les ménages et les firmes des deux pays, les bons du Trésor émis par chaque état ($BT$) et détenus par les banques commerciales des deux pays, la monnaie banque centrale ($H$) détenue par les ménages ainsi que par les banques commerciales (réserves obligatoires), le refinancement offert aux banques commerciales par la banque centrale ($RF$) et, finalement, les euro-obligations ($BT^E$) émises par le gouvernement fédéral et détenues par les banques et les ménages.

**Ménages**

Les ménages ont un comportement de consommation traditionnel avec un effet richesse qui prend en compte les plus-values sur les obligations et actions détenues. Nous spécifions un ratio constant de richesse sur revenu disponible à long terme. Les choix de portefeuille des ménages suivent l'approche développée par Godley 1999 et Tobin 1969 avec un arbitrage entre monnaie ($Hh$), dépôts bancaires ($BD$), obligations ($pb.B$), actions ($pe.E_h$), et euro-obligations ($BT_h^E$) selon les taux de rendement relatifs de chaque actif : $r_b$, taux d'intérêt des obligations de chaque pays ; $i_d$, taux d'intérêt sur les dépôts bancaires qui est le même dans les deux pays ; $r_{ee}$, taux de rendement sur les actions de chaque pays et $r_e$, taux d'intérêt des euro-obligations. La demande de monnaie suit un simple motif de transaction. La demande de dépôts bancaires n'est pas écrite et est déterminée comme un résidu en utilisant l'équation comptable du bilan des ménages. Les ménages paient des impôts au niveau national ($T$) et au niveau fédéral ($T_h^E$). De plus, les ménages reçoivent des transferts sociaux : $ST$ sont les transferts sociaux nationaux et $FT$ sont les transferts fédéraux.

***Équations des ménages pour le pays N***

*Consommation*

$$C^N = a0^N + a1.YHS_h^N + a2.VH_{-1}^N$$

($VH^N$ = richesse des ménages, $YHS_h^N$ = revenu disponible avec les gains en capital)

*Revenu disponible*

$$YD_h^N = W^N + i_d.BD_{-1}^N + B_{N-1}^N + B_{N-1}^S + r_e.BT_{Nh-1}^E + DIV_{hN}^N + DIV_{hN}^S + ST^N - T^N - CL^N + FT^N - T_{Nh}^E$$

$$YHS_h^N = YD_h^N + CG_h^N$$

($YD$ = revenu disponible, $W$ = rémunération des salariés, $i_d.BD$ = intérêts sur les dépôts bancaires, $B_N^N$ = intérêt sur les obligations domestiques et étrangères, $r_e.BT_{Nh}^E$ = intérêts sur les euro-obligations, $DIV_{hN}^N$, $DIV_{hN}^S$ = dividendes reçus sur les actions domestiques et étrangères, $ST$ = transferts sociaux nationaux, $T$ = impôts nationaux, $CL$ = contributions sociales nationales, $FT$ = transferts fédéraux, $T^E$ = impôts fédéraux sur les revenus du capital, $CG_h$ = gains en capital des ménages)

*Impôts payés par les ménages*

$$T^N = \theta^N.W^N$$

(avec $\theta^N$ = 12,5%)

$$T_{Nh}^E = \theta_{Nh}^E.\left(B_{N-1}^N + B_{N-1}^S + id.BD_{-1}^N + DIV_{hN}^N + DIV_{hN}^S\right)$$

(avec $\theta_{Nh}^E$ = 10%)

*Transferts sociaux et contributions*

$$\Delta ST^N = \Delta T^N + \Delta T_f^N$$

$$CL^N = \tau.W^N$$

(avec $\tau$ = 36%)

*Transferts fédéraux*

Les transferts fédéraux FT sont entièrement financés par des impôts fédéraux TE (impôts sur les ménages, les firmes, les banques et la banque centrale) et

représentent 3% du PIB de la zone euro.

$$FT = TE$$

L'allocation des transferts entre le Sud et le Nord est réalisée en fonction des écarts de PIB :

$$FT^S = \frac{1}{5}.FT + \beta \left[ \frac{Y^N}{Y^N_{baseline}} - \frac{Y^S}{Y^S_{baseline}} \right]$$

$$FT^N = FT - FT^S$$

($FT^S$ = transferts fédéraux reçus par les ménages du Sud, $FT^N$ = transferts reçus par les ménages du Nord)

*Demande d'obligations des ménages*

$$\frac{p^N_b.B^N_N}{VH^N} = v0 + v1.r^N_b - v2.r^S_b - v3.i_d - v4.r^N_{ee} - v5.r^S_{ee} - v6.r_e$$

$$\frac{p^S_b.B^S_N}{VH^N} = v0 + v1.r^S_b - v2.r^N_b - v3.i_d - v4.r^N_{ee} - v5.r^S_{ee} - v6.r_e$$

($p^N_b.B^N_N$ = obligations du gouvernement $N$ détenues par les ménages du pays $N$, $p^S_b.B^S_N$ = obligations du gouvernement $S$ détenues par les ménages du pays $N$, $r_b$ = taux d'intérêt des obligations, $i_d$ = taux d'intérêt sur les dépôts bancaires, $r_{ee}$ = taux de rendement sur les actions, $r_e$ = taux d'intérêt des euro-obligations)

*Demande d'euro-obligations des ménages*

$$\frac{BT^E_{Nh}}{VH^N} = v0 - v1.r^N_b - v2.r^S_b - v3.i_d - v4.r^N_{ee} - v5.r^S_{ee} + v6.r_e$$

($BT^E_{Nh}$ = euro-obligations émises par le gouvernement fédéral et détenues par les ménages)

*Demande d'actions des ménages*

$$\frac{p^N_e.E^N_{hN}}{VH^N} = v0 - v1.r^N_b - v2.r^S_b - v3.i_d + v4.r^N_{ee} - v5.r^S_{ee} - v6.r_e$$

$$\frac{p_e^S.E_{hN}^S}{VH^N} = v0 - v1.\ r_b^N - v2.r_b^S - v3.i_d - v4.r_{ee}^N + v5.r_{ee}^S - v6.r_e$$

($p_e^N.E_{hN}^N$ = actions émises par les entreprises du pays $N$ et détenues par les ménages du pays $N$, $p_e^S.E_{hN}^S$ = actions émises par les entreprises du pays $S$ et détenues par les ménages du pays $N$)

*Demande de monnaie*

$$H_h^N = \lambda 0.C^N$$

*Équilibre des transactions des ménages*

$$\Delta BD^N = YD_h^N - C^N - p_b^N.\Delta B_N^N - p_b^S.\Delta B_N^S - p_e^N.\Delta E_{hN}^N - p_e^S.\Delta E_{hN}^S - \Delta H_h^N - \Delta BT_{Nh}^E$$

*Bilan des ménages*

$$VH^N = BD^N + p_b^N.B_N^N + p_b^S.B_N^S + p_e^N.E_{hN}^N + p_e^S.E_{hN}^S + H_h^N + BT_{Nh}^E$$

($VH$ = richesse nette des ménages, $BD$ = dépôts bancaires des ménages)

*Gains en capital des ménages*

$$CG_h^N = \Delta p_b^N.B_{N-1}^N + \Delta p_b^S.B_{N-1}^S + \Delta p_e^N.E_{hN-1}^N + \Delta p_e^S.E_{hN-1}^S$$

Ce qui donne dans l'ensemble :

$$\Delta VH^N = YD_h^N - C^N + CG_h^N = \text{épargne des ménages} + \text{gains en capital}$$
$$= YHS_h^N - C^N$$

**Firmes**

Les firmes accumulent du capital réel et financier selon un cadre théorique Post-Keynésien (Clévenot, Guy et Mazier 2010). Leur investissement désiré ($I^d$) dépend positivement du taux de profit ($r_f = UP/K_{-1}$) et négativement de la structure de la dette ($L/K_{-1}$) et du coût du crédit ($r_l$) avec un effet demande positif possible. Leur accumulation financière, c.à.d. la demande des firmes d'actions ($p_e.E_e$), est principalement déterminée par le taux de rendement des actions détenues ($r_e$) avec

un arbitrage entre les actifs domestiques et étrangers et un effet positif du taux de profit reflétant l'environnement global. Les firmes peuvent financer leurs investissement par des profits non-distribués ($UP$), du crédit bancaire ou par l'émission de nouvelles actions. Les émissions d'actions nouvelles des firmes ($p_e.\Delta E$) sont déterminées comme un pourcentage de l'investissement total (réel et financier), avec des effets possiblement positifs à la fois du coût du crédit et du ratio de dette dont les augmentations respectives conduisent les firmes à émettre plus d'actions. Le taux de rendement des actions est déterminé par les dividendes et les gains en capital. Dernièrement, la répartition des revenus est analysée de manière simple avec une part des salaires constante. Les profits non-distribués sont déterminés par un taux constant d'épargne des entreprises ($s_f$). Les dividendes distribués entre actionnaires (ménages et firmes des deux pays) sont reliés à la structure des actions détenues.

***Équations des firmes pour le pays N***

*Investissement en capital fixe*

$$\frac{I^{dN}}{K^N_{-1}} = k0^N + k1.r_f{}^N_{-1} + k2.\frac{\Delta Y^N}{Y^N_{-1}} - k3.\frac{L^N}{K^N_{-1}} - k4.r_l$$

($I^d$ = investissement désiré, $K$ = stock de capital fixe, $Y$ = produit intérieur brut, $r_f$ = taux de profit = $UP/K_{-1}$, $L$ = crédits, $r_l$ = taux d'intérêt sur les crédits)

*Accumulation financière (demande d'action des firmes)*

$$\frac{p^N_e.E^N_{eN}}{\left(K^N+p^N_e.E^N_{eN}+p^S_e.E^S_{eN}\right)} = f0 + f1.r^N_e - f2.r^S_e + f3.r^N_f$$

$$\frac{p^S_e.E^S_{eN}}{\left(K^N+p^N_e.E^N_{eN}+p^S_e.E^S_{eN}\right)} = f0 + f1.r^S_e - f2.r^N_e + f3.r^N_f$$

($p^N_e.E^N_{eN}$ = actions émises par les entreprises du pays $N$ et détenues par les firmes du pays $N$, $p^S_e.E^S_{eN}$ = actions émises par les entreprises du pays $S$ et détenues par les firmes du pays $N$, $K^N+p^N_e.E^N_{eN}+p^S_e.E^S_{eN}$ = actifs financiers et réels détenus par les firmes du pays $N$, $p_e$ = prix des actions, $E$ = nombre d'actions)

*Nouvelles actions émises*

$$\frac{p_e^N.\Delta E^N}{(I^N + p_e^N.\Delta E_{eN}^N + p_e^S.\Delta E_{eN}^S)} = g1.r_l + g2.\left(\frac{L^N}{L^N + p_e^N.E^N + V^N}\right)_{-1} + g3$$

($p_e^N.\Delta E^N$ = nouvelles actions émises, $I^N + p_e^N.\Delta E_{eN}^N + p_e^S.\Delta E_{eN}^S$ = investissement financier et réel, $L^N/(L^N + p_e^N.E^N + V^N)$ = ratio de dette sur passif total des firmes, $p_e^N.E^N + V^N$ = fonds propres des firmes égal aux actions émises + richesse nette des firmes)

*Taux de rendement des actions*

$$r_{ee}^N = \frac{\left(E_{-1}^N.\Delta p_e^N + DIV^N\right)}{(p_e^N.E^N)_{-1}} = \frac{\Delta p_e^N}{p_{e-1}^N} + \frac{DIV^N}{p_e^N.E_{-1}^N}$$

($E_{-1}.\Delta p_e$ = gains en capital, $DIV$ = dividendes distribués)

*Bilan des firmes*

$$K^N + p_e^N.E_{eN}^N + p_e^S.E_{eN}^S = L^N + p_e^N.E^N + V^N$$

*Salaires*

$$W^N = \rho.Y^N$$

*Dividendes distribués*

$$DIV^N = (1 - s_f)\,.\left(Y_{-1}^N - W_{-1}^N - r_l.L_{-2}^N\right)$$

*Distribution de dividendes*

$$DIV_{eN}^N = DIV^N.\left(E_{eN}^N/E^N\right)_{-1}$$

$$DIV_{hN}^N = DIV^N.\left(E_{hN}^N/E^N\right)_{-1}$$

$$DIV_{eS}^N = DIV^N.\left(E_{eS}^N/E^N\right)_{-1}$$

$$DIV_{hS}^N = DIV^N.\left(E_{hS}^N/E^N\right)_{-1}$$

($DIV_{eN}^N$, $DIV_{hN}^N$, $DIV_{eS}^N$, $DIV_{hS}^N$ = dividendes des firmes du pays $N$ distribués aux

ménages et aux firmes du pays $N$ et du pays $S$ en fonction du nombre d'actions détenues $E^N_{eN}$, $E^N_{hN}$, $E^N_{eS}$, $E^N_{hS}$).

*Impôts*

$$T^N_f = \theta^N_f . \left(Y^N_{-1} - W^N_{-1} - r_l.L^N_{-2} - DIV^N + DIV^N_{eN} + DIV^S_{eN}\right)$$

$$T^E_{Nf} = \theta^E_{Nf} . \left(Y^N_{-1} - W^N_{-1} - r_l.L^N_{-2} - DIV^N + DIV^N_{eN} + DIV^S_{eN}\right)$$

(avec $\theta^N_f = 35\%$ et $\theta^E_{Nf} = 5{,}5\%$)

*Profit non-distribué*

$$UP^N = \left(Y^N - W^N - r_l.L^N_{-1} - DIV^N + DIV^N_{eN} + DIV^S_{eN} - T^N_f - T^E_{Nf}\right)$$

**Banques**

Les banques offrent tous les crédits demandés sans restriction ; la demande de crédit est déterminée par l'équilibre des flux de financements. L'investissement est égal l'investissement désiré. La part entre crédit domestiques et étrangers est simplement fonction du taux d'ouverture de l'économie. Les réserves obligatoires en monnaie banque centrale représente une part fixe des dépôts bancaires et ne donne pas lieu à intérêt. Un traitement hautement simplifié des taux d'intérêt est retenu. Le taux d'intérêt des prêts ($r_l$) est présumé égal au taux d'intérêt directeur ($i_b$) plus un mark-up constant. Pour faire du profit la banque applique un spread entre le taux directeur et le taux des dépôts. La banque centrale fournit des avances ($RF$) aux banques commerciales pour permettre à ces dernières de fournir des liquidités aux ménages qui en demandent. Ces avances sont faites au taux d'intérêt ($i_b$) qui l'instrument central de la politique monétaire. Elles sont déterminées par l'équilibre comptable du bilan des banques. La banque centrale paie des impôts, égaux à ses profits, qui sont partagés entre les deux gouvernements nationaux en fonction de la taille de chaque pays.

***Équations des banques pour le pays N***

*Crédit*

$$\Delta L^{dN} = I^{dN} - UP^N - p^N_e.\Delta E^N + p^N_e.\Delta E^N_{eN} + p^S_e.\Delta E^S_{eN}$$

($\Delta L^{dN}$ = demande de crédit)

$$\Delta L^N = \Delta L_N^N + \Delta L_S^N$$

$$L_S^N = \left(\frac{X^N}{Y^N}\right).L^N$$

($L_S^N$ = crédit offert par les banques du pays $S$ aux firmes du pays $N$ ; $L_N^N$ = crédit offert par les banques du pays $N$ aux firmes du pays $N$, $X/Y$ = taux d'ouverture)

*Réserves obligatoires*

$$H^N = \varepsilon.BD^N$$

($H$ = réserves obligatoires en monnaie banque centrale, $BD$ = dépôts bancaires)

*Euro-obligations*

$$BT_{Nb}^E = BT^E - BT_{Nh}^E - BT_{Sh}^E - BT_{Sb}^E$$

($BT^E$ = émission totale d'euro-obligations, $BT_b^E$ = euro-obligations achetés par les banques, $BT_h^E$ = euro-obligations achetés par les ménages)

*Impôts payés par les banques commerciales au gouvernement fédéral*

$$T_{Nb}^E = \theta b.(r_l.L_{N-1}^N + r_l.L_{N-1}^S + r.BT_{N-1}^N + r.BT_{N-1}^S + r_e.BT_{Nb}^E - i_d.BD_{-1}^N - i_b.RF_{-1}^N)$$

(avec $\theta b = 18\%$)

*Profits bancaires*

$$PB^N = (1-\theta b).(r_l.L_{N-1}^N + r_l.L_{N-1}^S + r.BT_{N-1}^N + r.BT_{N-1}^S + r_e.BT_{Nb}^E - i_d.BD_{-1}^N - i_b.RF_{-1}^N)$$

*Richesse nette des banques*

$$\Delta VB^N = PB^N$$

*Refinancement*

$$\Delta RF^N = \Delta H^N + \Delta L_N^N + \Delta L_N^S + \Delta BT_N^N + \Delta BT_N^S + \Delta BT_{Nb}^E - \Delta BD^N - PB^N$$

($RF$ = refinancement de la banque centrale, $BT$ = bon du Trésor achetés par la banque commerciale, $\Delta BT_b^E$ = euro-obligations détenues par les banques commerciales, $BD$ = dépôts bancaires, $PB$ = profits bancaires)

*Impôts payés par la banque centrale au gouvernement fédéral*

$$T€B = i_b.\left(RF_{-1}^N + RF_{-1}^S\right)$$

*Monnaie banque centrale*

$$H = H_h^N + H_h^S + H^N + H^S$$

*Équilibre de la banque centrale*

$$\Delta H = \Delta RF^N + \Delta RF^S$$

(Cette équation est induite par les autres en vertu de la loi de Walras)

Taux d'intérêt

$$r_l = i_b + m1_b$$

$$i_d = i_b - m2_b$$

$$r = r_l = r_b^N = r_b^S$$

$$r_e = r - 0,005$$

$$p_b^N = 1/r_b^N$$

($i_b$ = taux d'intérêt directeur de la banque centrale, exogène, $r_l$ = taux d'intérêt sur les crédits, $r$ = taux d'intérêt sur les bon du Trésor, $r_e$ = taux d'intérêts sur les euro-obligations, $r_b$ = taux d'intérêt sur les obligations, $p_b$ = prix des obligations)

**Gouvernement national**

Les finances publiques sont décrites d'une manière simple avec des dépenses exogènes et des impôts sur les revenus payés par les ménages et les firmes. Les bons du Trésor sont achetés par les banques commerciales sans restriction, la répartition entre bons domestiques et étrangers est fonction du taux d'ouverture. Les taux d'intérêts sur les bons du Trésor ($r$) et sur les obligations ($r_b$) sont supposés être égaux au taux d'intérêt sur les crédits ($r_l$).

*Équations du gouvernement pour le pays N*

*Solde budgétaire*

$$\Delta BT^N = G^N + r_n.BT^N_{-1} + B^N_{-1} - T^N - T^N_f - p^N_b.\Delta B^N + ST^N - CL^N$$

($BT$ = bon du trésor, $G$ = dépenses publiques exogènes, $T$ = impôts sur le revenu des ménages, $T_f$ = impôts sur les revenus des firmes, $r$ = taux d'intérêt sur les bon du Trésor, $B$ = taux d'intérêt sur les obligations, $p^N_b.\Delta B^N$ = obligations nouvelles émises par le gouvernement, $ST$ = transferts sociaux, $CL$ = Contributions sociales)

*Bons du Trésor*

$$\Delta BT^N = \Delta BT^N_N + \Delta BT^N_S$$

$$BT^N_S = \left(\frac{X^N}{Y^N}\right).BT^N$$

($BT^N_S$ = bon du Trésor du pays $N$ détenus par les banque commerciale du pays $S$, $BT^N_N$ = bon du Trésor du pays $N$ détenus par les banque commerciale du pays $N$)

*Bons détenus par les ménages*

$$\Delta B^N = \Delta B^N_N + \Delta B^N_S$$

($B^N_S$ = bons du pays $N$ détenus par les ménages du pays $S$)

*Dette publique*

$$D^N = -BT^N - p^N_b.B^N$$

Dans l'ensemble, nous avons :

$$VH^N + V^N + VH^S + V^S + D^N + D^S + D^E + VB^N + VB^S = K^N + K^S$$

(La richesse nette totale de l'ensemble de l'union monétaire est égale au total du capital fixe ; cette équation est induite par les autres équations du modèle)

**Gouvernement fédéral**

*Impôts fédéraux*

$$TE = T^E_{Nh} + T^E_{Sh} + T^E_{Nf} + T^E_{Sf} + T^E_{Nb} + T^E_{Sb} + T€B$$

($T^E_{Nh}$ = impôts payés par les ménages du Nord, $T^E_{Sh}$ = impôts payés par les ménages du Sud, $T^E_{Nf}$ = impôts payés par les firmes du Nord, $T^E_{Sf}$ = impôts payés par les firmes du Sud, $T^E_{Nb}$ = impôts payés par les banques du Nord, $T^E_{Sb}$ = impôts payés par les banques du Sud, $T€B$ = impôts payés par la banque centrale ; Les impôts fédéraux représentent 3% du PIB de la zone)

$$YE = Y^N + Y^S$$

($YE$ = PIB de la zone euro, $Y^N$ = PIB du Nord, $Y^S$ = PIB du Sud)

Des euro-obligations sont émises pour financer le déficit ou le budget fédéral.

$$\Delta BT^E = FT + GE^N + GE^S + r_e.BT^E_{-1} - TE$$

($FT$ = transferts fédéraux, $GE^N$, $GE^S$ = investissement européen au Nord et au Sud, $r_e.BT^E_{-1}$ = service de la dette fédérale, $TE$ = impôts fédéraux)

La répartition de la dette fédérale entre Nord et Sud dépend de la part du PIB dans le PIB de la zone :

$$BT^E_N = BT^E.\left(\frac{Y^N}{Y^N + Y^S}\right)$$

($BT^E_N$ = euro-obligations détenues par le Nord)

**Commerce extérieur et balance courante**

Le commerce extérieur au sein de l'union monétaire dépend uniquement des effets demande, puisque les prix et les taux de change sont fixes. La balance courante est composée de la balance commerciale, la balance des flux des revenus du capital et des paiements versés au reste de l'union, et les échanges au sein du système bancaire. Les banques commerciales paient des intérêts à la banque centrale pour leur refinancement. Cependant, la banque centrale paie des impôts. En cas de déficit dans le pays $N$, la balance courante est financée via trois canaux : la détention d'une quantité plus importante d'actifs du pays $N$ (obligations, bons du trésor, actions) de la part du pays $S$ que l'inverse (la détention d'une quantité plus importante d'actifs du pays $S$ de la part du pays $N$) ; le canal du crédit par les crédits des banques du pays $S$ accordés au pays $N$ ; le refinancement de la banque centrale qui joue un rôle clé de prêteur en dernier ressort.

***Équations de balance courante***

*Commerce extérieur*

$$\log\left(IM^N\right) = \mu 0 \ + \mu 1 n \log\left(Y^N\right)$$

$$X^N = IM^S$$

($IM$ = importations, $X$ = exportations)

*Équilibre des biens et services*

$$Y^N = C^N + I^N + G^N + GE^N + X^N - IM^N$$

Dans l'ensemble, le modèle comporte 107 équations pour 107 variables endogènes. $G^N$, $G^S$ (dépenses publiques) et $i_b$ (taux directeur de la banque centrale) sont exogènes.

*Calibrage*

Le modèle a été calibré en utilisant les comptes nationaux en stock et en flux d'Eurostat pour les pays européens. Le calibrage retient une part importante des actions (350% du PIB comme en France en 2010) qui reflète un haut degré de financiarisation. Les dividendes sont plus importants que les intérêts. Un second calibrage retient une part moins importante d'actions (172% du PIB) et un rôle

plus important pour le crédit. Le ratio capital sur revenu est aussi plus petit (K / Y = 2 au lieu de 4) et les actions sont davantage détenues par les firmes que par les ménages. Le second calibrage n'est pas présenté ici mais les résultats des deux calibrages sont très proches. Le scénario de base suit un taux de croissance de 2% et un taux d'accumulation brut de 7%.

## 5.3 Ajustements en union monétaire et coefficients de stabilisation

Consécutivement à la présentation des principales caractéristiques du modèle, nous pouvons analyser les mécanismes d'ajustement face à des chocs d'offre ou de demande. Cela permet de mesurer les coefficients de stabilisation, notamment lorsque l'on introduit un budget fédéral ou des euro-obligations. Les résultats sont présentés avec une version simplifiée du modèle où les taux de croissance du prix des actions est exogène.

Nous présentons cinq versions successives du modèle afin d'identifier les effets de stabilisation spécifiques à chaque facteur :

- Le modèle 1 comporte ni budget fédéral ni euro-obligations ;
- Le modèle 2 inclut un budget fédéral d'environ 3% du PIB de la zone euro. Ce modèle est divisé en 3 sous-modèles selon la valeur du paramètre $\beta$ dans l'équation suivante :

$$FT^S = \frac{1}{5}.FT + \beta \left[ \frac{Y^N}{Y^N_{baseline}} - \frac{Y^S}{Y^S_{baseline}} \right]$$

  - Dans le modèle 2-a, $\beta = 0$. Dans ce cas, l'ajustement est réalisé simplement par des transferts fiscaux. Si le petit pays (pays $S$) est affecté négativement par un choc sur sa production, il paiera moins d'impôts et le reste de l'union (pays $N$) paiera plus d'impôts ;
  - Dans le modèle 2-b, $\beta = 50$. L'ajustement du choc est réalisé, ici, par des transferts du pays $N$ vers le pays $S$ en plus des transferts fiscaux ;
  - Dans le modèle 2-c, $\beta = 110$. L'ampleur des transferts fédéraux est plus importante que précédemment.

– Le modèle 3 ne comporte pas de budget fédéral mais des euro-obligations destinées à financer des projets européens d'investissement. L'équilibre des biens et service est :

$$Y^N = C^N + I^N + G^N + GE^N + X^N - IM^N$$

$$Y^S = C^S + I^S + G^S + GE^S + X^S - IM^S$$

($GE^N$, $GE^S$ = investissement européen au Nord et au Sud, respectivement) Dans cette version, les investissements européens sont entièrement financés par les banques qui sont refinancées par la banque centrale.

**Simulations : Perte de compétitivité due aux mésalignements de change**

Nous comparons les modèles 2 et 3 au modèle 1 (modèle sans budget fédéral ni euro-obligations). Dans les équations de commerce extérieur, nous introduisons un effet exogène d'une augmentation des coûts unitaires du travail dans le pays du Sud relativement au pays du Nord. Le terme $TI$ est égal à zéro dans le scénario de base. Pour illustrer la perte de compétitivité, le terme $TI$ est égal à 10 entre les périodes 10 et 50.

$$\log\left(IM^N\right) = \mu 0n + \mu 1n.\log\left(Y^N\right) + \mu 2.log\left(\frac{W^N - TI}{Y^N}\right) - \mu 2.log\left(\frac{W^S + TI}{Y^S}\right)$$

$$\log\left(IM^S\right) = \mu 0s + \mu 1s.\log\left(Y^S\right) + \mu 2.log\left(\frac{W^S + TI}{Y^S}\right) - \mu 2.log\left(\frac{W^N - TI}{Y^N}\right)$$

Ce choc détériore la balance courante du pays $S$ et améliore le commerce extérieur du Nord, entrainant une diminution du PIB dans le Sud et une amélioration au Nord. Nous comparons les effets du choc dans les trois variantes du modèle. La figure 5.4 décrit la variation relative du PIB du pays $S$, en écart par rapport au cheminement de base, pour ces trois variantes du modèle. Le rôle stabilisateur joué par les transferts fédéraux ou les euro-obligations face à la dégradation de la compétitivité, c'est-à-dire l'ampleur des ajustements permis par ces mécanismes fédéraux, peut être résumé par le calcul d'un coefficient de stabilisation. Ce coefficient de stabilisation s'obtient en comparant, pour un même choc et à

un même moment, la variation relative du PIB par rapport au cheminement de référence, dans la version du modèle avec mécanismes fédéraux et dans la version sans mécanismes fédéraux (mais identique pour tout le reste). Ces coefficients de stabilisation sont donnés dans le tableau 5.11.

Coefficient de stabilisation des mécanismes fédéraux :

$$1 - \frac{(\Delta YN/YN^r)\,\text{avec mécanismes fédéraux}}{(\Delta YN/YN^r)\,\text{sans mécanismes fédéraux}}$$

où $(\Delta YN/YNr) = (YN - YNr)/YNr$ = *(YN après le choc -YN avant le choc) / YN avant le choc* est la variation relative du PIB par rapport au cheminement de référence avant le choc.

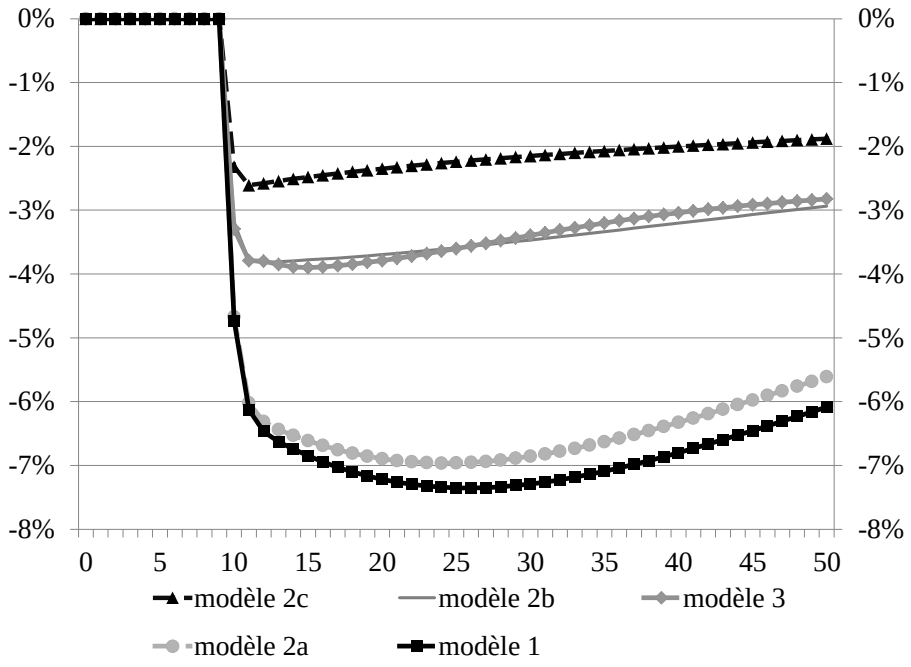
| | *t=10* | *t=13* | *t=20* | *t=40* | *t=50* |
|---|---|---|---|---|---|
| *Modèle 2-a avec de simple transferts fiscaux* | 1,3 | 2,9 | 4,5 | 7,0 | 7,8 |
| *Modèle 2-b avec transferts fédéraux* $\beta = 50$ | 32,5 | 42,5 | 48,8 | 52,9 | 51,7 |
| *Modèle 2-c avec transferts fédéraux* $\beta = 110$ | 51,0 | 61,6 | 67,4 | 70,5 | 69,1 |
| *Modèle 3 avec euro-obligations et dépenses publiques* | 30,3 | 41,9 | 47,5 | 55,3 | 53,6 |

Source : calculs des auteurs.

TABLE 5.11 – Coefficients de stabilisation

Les coefficients de stabilisation peuvent être calculés en mesurant l'écart relatif entre le modèle 1 et les autres modèles. Pour le modèle 1, la diminution relative du PIB à la période 10 peut être écrite de la manière suivante : *(Y après le choc - Y avant le choc) / Y avant le choc* = -4,71%. Pour le modèle 2-b, nous avons à la période 10 : *(Y après le choc - Y avant le choc) / Y avant le choc* = -3,18%. Le coefficient de stabilisation est obtenu de la manière suivante en calculant le rapport de deux diminution relative : *1 - (modèle 2-b / modèle 1)* = 1 - (-3,18% / -4,71%) = 32,5%.

De manière logique, le coefficient de stabilisation dépend positivement du montant de transferts fédéraux. Dans le modèle 2-a, la stabilisation est faible dans le court terme (2,9% en t=3). Après le choc, le pays $S$ paie moins d'impôts et le pays $N$ en paie plus. Dans le modèle 2-b, la stabilisation est plus importante que dans le modèle 2-a. Après le choc, les pays du Sud reçoivent des transferts financés

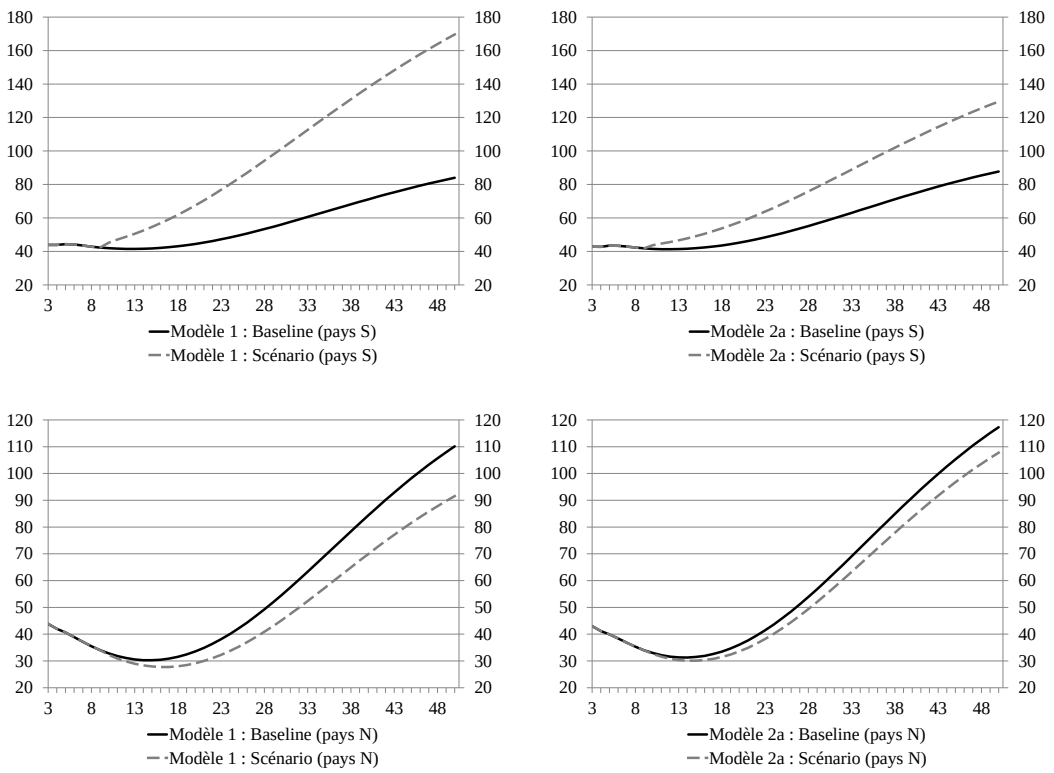



Source : calculs des auteurs.

FIGURE 5.4 – Effet d'une surévaluation sur le PIB du pays $S$

par un budget fédéral qui représente 3% du PIB de la zone euro. Ce montant est reparti entre les deux pays en fonction de leur rythme de croissance.

La diminution relative du PIB dans le pays $S$ induit des transferts en provenance du Nord. Chaque année, en moyenne, le pays $N$ transfère environ 0,4% du PIB. En termes de PIB du pays $S$, les transferts représentent près de 2% du PIB. Cette redistribution peut stabiliser 40% du choc à court terme et 52% à long terme. Dans le modèle 2-c, les transferts du Nord vers le Sud représentent en moyenne 0,6% du PIB du pays $N$ et 3% du PIB du pays $S$. Les effets de stabilisation sont plus importants : 51% en t=0 et 69% en t=40. Dans le modèle 3, des investissements européens sont financés par des euro-obligations. Les investissements représentent en moyenne annuelle 0,9% dans les deux pays de la zone euro.




Source : calculs des auteurs.

FIGURE 5.5 – Dette publique nationale en % du PIB

Pour contrer la perte de compétitivité du Sud, de grands projets européens sont mis en œuvre. Ce « choc de croissance » pourrait être mutuellement avantageux. Mais il est bien connu que de tels projets européens sont complexes à mettre en œuvre, ce qui peut réduire leur impact macroéconomique.

L'établissement d'un budget fédéral possède, également, l'avantage de limiter l'augmentation des dettes publiques des pays du Sud. La figure 5.5 montre l'évolution de la dette publique dans le modèle 1 et dans le modèle 2-b. Dans le scénario de base la dette publique tend à augmenter. En t=50, la dette publique représente près de 80% du PIB au Sud et 110% au Nord. Dans le scénario (surévaluation du Sud entre les périodes 10 et 50), la dette publique des pays du Sud augmente fortement en raison du ralentissement économique causé par le choc. Mais avec un mécanisme de redistribution, le PIB est moins affecté et la dette publique augmente beaucoup moins. Sans budget fédéral, la dette des pays du Sud augmente de 90 points de PIB sur une période de 40 ans. Alors que son augmentation relative est de 50 point avec un budget fédéral.

## 5.4 Conclusion

La crise de la zone euro illustre les carences des mécanismes d'ajustements dans une union monétaire caractérisée par une forte hétérogénéité. Les ajustements de taux de change étant impossibles, il existe peu de mécanismes alternatifs. La flexibilité des prix et des salaires a été proposé afin de remplacer, au moins en partie, les ajustements de taux de change. Actuellement, ces mécanismes sont combinés avec des politiques budgétaires restrictives afin de réduire les déficits publics et courants.

Ces mécanismes sont moins efficaces lorsqu'ils sont mis en œuvre dans des pays interdépendants, comme c'est le cas dans la zone euro et plus particulièrement pour les pays d'Europe du Sud.

Cette situation reflète un diagnostic simple. Au niveau de l'ensemble de la zone euro, la balance courante est proche de l'équilibre et le déficit budgétaire est plus faible que dans plusieurs autres pays de l'OCDE. L'euro est proche de son taux d'équilibre. Mais les déséquilibres intra-européens sont très importants. L'euro est fortement surévalué pour les pays d'Europe du Sud, y compris la France, et

largement sous-évalué pour les pays d'Europe du Nord, en particulier l'Allemagne.

Dans un premier temps, nous avons estimé ces mésalignements de change au sein de la zone euro en utilisant une approche FEER. En utilisant des données de panel sur la période 1994-2010, nous confirmons que les mésalignements de taux de change dans la zone euro ont divergé, reflétant des évolutions insoutenables. Enfin, nous estimons les transferts équivalents en % du PIB induits par ces mésalignements pour les différents pays européens. Nous comparons les résultats avec l'évaluation du système d'assurance budgétaire proposé par la Commission pour lutter contre les évolutions asymétriques.

Dans une second temps, une modélisation « stock-flux cohérente » d'une union monétaire à deux pays dans la lignée de Godley et Lavoie 2007b a permis d'étudier les effets stabilisateurs de différents mécanismes budgétaires de type fédéral pour corriger les effets d'une perte de compétitivité induite par la surévaluation d'un des pays. Trois résultats sont obtenus. Un budget fédéral (d'une taille réduite à 3% du PIB) n'a qu'un effet stabilisateur des plus modestes. L'introduction de transferts à caractère redistributif en fonction du niveau relatif d'activité économique du pays permet de réduire plus efficacement la perte d'activité engendrée par la surévaluation, tout en restant inscrit dans un budget fédéral de taille réduite. Enfin des euro-obligations finançant des programmes d'investissement européens exercent un effet de stabilisation voisin du précédent. Ce sont des illustrations possibles de mécanismes permettant de faire cohabiter au sein d'une union monétaire des pays subissant des désajustements de change durables, tout en évitant des chutes d'activité prononcées. Ces illustrations sont évidemment rudimentaires. Les mécanismes proposés présentent en outre l'inconvénient d'être purement redistributif ou de simplement soutenir la demande sans comporter de volet visant à améliorer l'offre compétitive des pays affectés par la surévaluation. Question fort complexe mais bien réelle si l'on a en mémoire les cas de l'Italie du Sud ou de l'Allemagne de l'Est.

# CHAPITRE 6

## Déséquilibres globaux et financiarisation : un modèle SFC à deux pays

Dans les modèles SFC usuels, comme dans la plupart des modèles macroéconomiques, les variables financières décrivent seulement comment la différence entre l'épargne et l'investissement des différents secteurs (capacité ou besoin de financement) est financée à travers de la variation nette des actifs ou passifs financiers. Les flux financiers bruts relatifs aux actifs ou passifs ne sont pas décrits. Cela pourrait masquer le rôle joué par la sphère financière dans le financement de l'économie réelle et les changements profonds qui se sont produits dans cette sphère financière depuis les années 1980, la fameuse financiarisation. Cette financiarisation a conduit à une augmentation considérable en termes bruts du secteur financier et du compte financier. Comme les emprunts des secteurs non-financiers peuvent difficilement croitre à un rythme supérieur à celui du PIB, l'augmentation relative de la taille des bilans financiers a été principalement due à la très forte croissance des prêts de gros entre institutions financières. Il est bien connu que ces prêts de gros ont été facilités par les innovations financières (titrisation, produits dérivés, etc.). Leur contribution à la croissance économique est loin d'être en doute néanmoins l'instabilité des marchés financiers a généré des crises financières

successives depuis les années 1980 jusqu'à la dernière crise.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La section suivante présente deux observations empiriques relatives aux dimensions interne et externe de la financiarisation. La section 2 présente une modélisation SFC à deux pays avec financiarisation en développant le comportement de portefeuille des banques commerciales. La section 3 présente quelques simulations numériques et une tentative d'endogénéisation des taux d'intérêts sur les obligations bancaires. La dernière section clôt ce chapitre.

## 6.1 Flux financiers bruts : observations empiriques

En fait, deux observations simples peuvent illustrer ce gonflement du secteur financier, la première, interne, à partir des comptes nationaux de la France en flux et en stock en 2007, la seconde, externe, avec une comparaison entre les positions extérieures en termes nettes et brutes des principales économies de 1970 à 2007.

Le tableau 6.1 présente la variation des actifs et des passifs pour les différents secteurs de l'économie française et pour le reste du monde en 2007. Comme prévu, les capacités et besoins de financement des différents secteurs de l'économie sont limités (un déficit public de 2,7%, une capacité de financement de 2,5% pour le reste du monde c.-à-d. un déficit courant de 2,5%, un besoin de financement de 4,2% pour les firmes et une capacité de financement de 3,9% pour les ménages). En termes bruts, la variation des actifs et des passifs est considérablement plus importante (autour de 55% du PIB pour le secteur banque-assurance, 60% pour le reste du monde, mais uniquement 17% pour l'augmentation du passif des firmes et 8% d'augmentation pour l'actif des ménages). Cette bulle financière provient de mouvements sur les marchés d'actions (dans une moindre mesure en 2007 relativement aux années précédentes) et surtout du secteur banque-assurance (domestique et étranger) qui émet entre 33 et 38% de titres autres qu'actions (obligations et produits dérivés) et, qui symétriquement, augmente ses actifs de manière similaire (à hauteur de 35%). Nous observons également des mouvements non-négligeables sur la liquidité (monnaie et dépôts bancaires) avec une augmentation des actifs du reste du monde de 16% du PIB et, parallèlement, une augmentation du passif des banques domestiques. Ce dernier point correspond à une entrée nette de flux de

capitaux de court terme alors que nous observons une sortie nette de capitaux de long terme.

Les données en stock, présentées dans le tableau 6.2, complètent les observations précédentes. En termes de richesse nette, nous retrouvons les observations habituelles, la richesse nette du reste du monde est très limitée (1,4% du PIB, en accord avec le fait que la dette nette de la France est très faible), une dette nette des administrations publiques relativement limitée (35% du PIB), un haut niveau d'endettement des firmes (118% du PIB) ce qui contraste avec la richesse nette des ménages (128% du PIB) et du secteur banque-assurance (25% du PIB). Ces données brutes donnent une nouvelle illustration de la bulle financière avec une augmentation simultanée des actifs et passifs (pour les banques, les actifs représentent 415% du PIB et les passifs 280% du PIB ; pour le reste du monde, les actifs et les passifs représentent 280% du PIB). Cette bulle financière peut être observée sur les marchés d'actions ; les actions émises par les firmes représentent 239% du PIB, les actions émises par les banques représentent 113% du PIB et celles émises par le reste du monde représente 100% du PIB. Cette bulle financière peut être également observée sur le marché des obligations ; les obligations émises par les administrations publiques représentent 56% du PIB, celles émises par les banques représentent 48% du PIB, le reste du monde émet un montant d'obligations importante. Ces obligations sont principalement détenues par les banques domestiques (112% du PIB) et par les banques étrangères (84% du PIB).

La figure 6.1 offre une autre illustration de cette financiarisation, plus particulièrement au Royaume-Uni. La position extérieure nette des États-Unis s'est dégradée régulièrement depuis les années 1970 pour atteindre -20% du PIB dans les années 2000 alors que la position extérieure brute (somme des actifs et passifs extérieurs) a considérablement augmenté pour atteindre près de 300% du PIB en 2007. Une évolution plus marquée est observée pour le Royaume-Uni puisque la position extérieure nette s'est dégradée pour atteindre -30% du PIB en fin de période alors que la position extérieure brute atteint plus de 930% du PIB en 2007. En Allemagne, en France et en Italie, les mouvements sont de la même ampleur avec une position extérieure brute de près de 300% en Italie et de près de 600% en France. À contrario, on observe des mouvements moins marqués au sein de pays émergents tels que l'Inde, le Brésil et la Chine où la position extérieure brute a

atteint seulement 110% du PIB en 2007.

Se focaliser sur les flux ou les stocks nets peut engendrer un certain nombre de problèmes. En l'occurrence, ce type de raisonnement ignore l'impact que les flux bruts peuvent avoir lors de périodes de crise. Dans le cas de crise financière, les ajustements se produisent en fonction de la structure des actifs et des passifs en termes bruts alors que la position nette peut masquer un nombre important de problèmes et de fragilités. Même les banques qui ont une position favorable en termes nets peuvent être confrontées à de lourds problèmes de liquidité par exemple. Sur la question des déséquilibres internationaux de balances courantes, se focaliser sur les flux nets peut donner une vision assez différente des déséquilibres internationaux de celle observée avec les flux bruts. Cet argument est souvent mobilisé sur la question des déséquilibres bilatéraux entre la Chine et les États-Unis. En effet, une analyse des flux bruts montre l'importance des flux financiers (entrants et sortants) entre l'Europe et les États-Unis alors qu'une analyse en terme de flux nets ne le permet pas (Borio et Disyatat 2011 ; Eatwell 2012). Mais ce point pourrait avoir des implications plus générales car une analyse plus fine des flux bruts pourrait modifier les mécanismes d'ajustements en vigueur au niveau national et international.

Par conséquent, pour examiner plus en détail ces questions, il semble intéressant de modifier les modèles SFC usuels pour y introduire des flux financiers bruts à la place des simples flux nets. Un autre point peut être modifié par rapport aux modèles à la Godley-Lavoie. Il se focalisent, dans la plupart des cas, sur le comportement de portefeuille des ménages dont le rôle est relativement modeste, notamment sur les marchés obligataires [1]. Pour étudier les ajustements internationaux, un modèle SFC va être proposé avec un comportement de portefeuille plus détaillé des banques et des flux bruts de capitaux liés au processus de financiarisation. La modélisation reste très simplifiée dans un premier temps. Le comportement de portefeuille des ménages est simplifié. Les actions ne sont pas introduites pour éviter les problèmes de résolution des modèles internationaux avec taux de change flexible et prix des actions endogènes.

1. Le marché de la dette monétaire et obligataire est de loin le marché financier le plus important en termes de volume global quotidien négociés, loin devant le marché des changes et le marché des actions selon l'étude triennale de la Banque des Règlements Internationaux en 2004.

| | Δ Actifs | | | | | | Δ Passifs | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | M | F | A | B-A | BC | RdM | M | F | A | B-A | BC | RdM |
| Or mon. et DTS | | | | | -0,1 | 0,1 | | | | | | |
| Mon. et dépôts | 2,2 | 1,6 | -0,1 | 3,2 | 4,4 | 16,3 | 0 | 0 | 0,1 | 13,2 | 6,2 | 8,1 |
| Prov. tech. d'ass. | 5,3 | $\varepsilon$ | 0 | 0 | 0 | 0 | | | | 5,3 | | 0 |
| Crédits | -0,2 | 3,7 | 0 | 12,7 | 0 | 4,3 | 4,8 | 8,9 | 0,8 | | | 6,1 |
| Titres (hors actions) | 0,3 | 3,6 | 0,2 | 34,3 | 2,1 | 35,4 | | 1,9 | 2,2 | 32,2 | 0 | 38,5 |
| Actions | 0,8 | 2,7 | 0,2 | 5,2 | 0 | 3,2 | 0 | 6,3 | 0 | 0,9 | 0 | 4,9 |
| Autres | -0,1 | 1,1 | 0,1 | -0,7 | $\varepsilon$ | 0,6 | -0,4 | -0,2 | $-\varepsilon$ | 1,8 | 0,1 | -0,3 |
| Total | 8,3 | 12,7 | 0,3 | 54,5 | 6,4 | 59,9 | 4,4 | 16,9 | 3,0 | 54,2 | 6,3 | 57,3 |
| Capacité de fin. | | | | | | | 3,9 | -4,2 | -2,7 | 0,4 | 0,1 | 2,5 |

Les abréviations M, F, A, B-A, CB et RdM renvoient aux ménages, aux firmes, aux administrations publiques, aux banques-assurances, à la banque centrale et au reste du monde, respectivement. Source : INSEE.

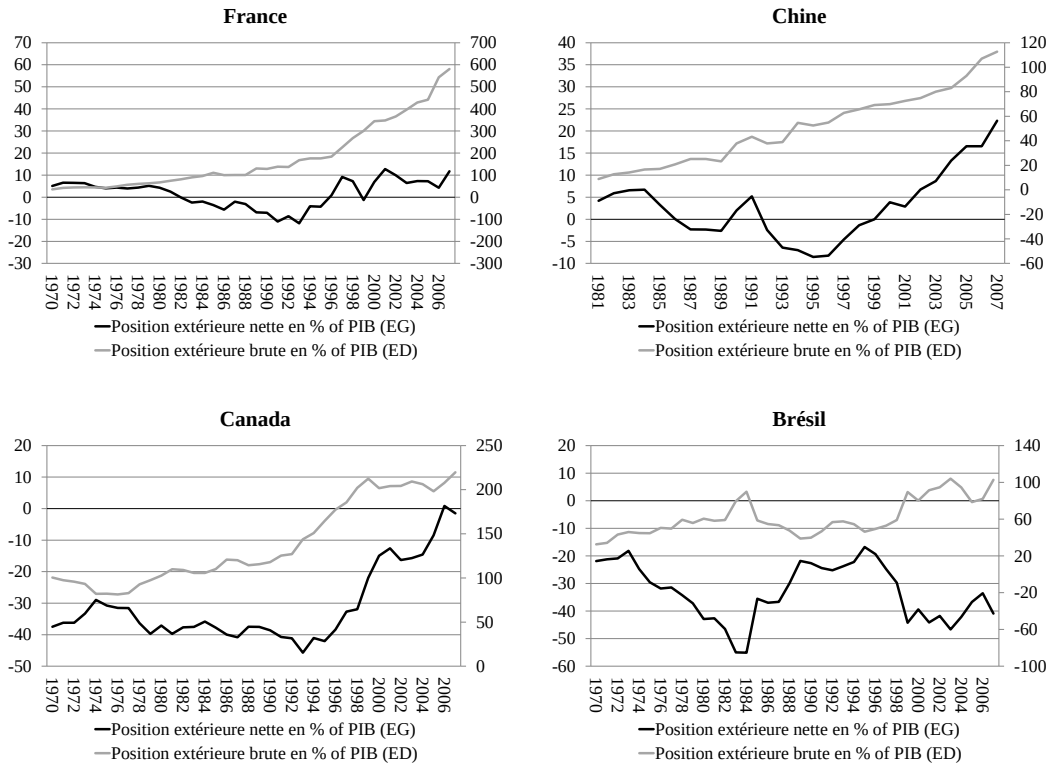
TABLE 6.1 – Opérations financières de la France en 2007

| | Actifs | | | | | | Passifs | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | M | F | A | B-A | BC | RdM | M | F | A | B-A | BC | RdM |
| Or mon. et DTS | | | | | 2,6 | | | | | | | 2,6 |
| Mon. et dépôts | 56,4 | 14 | 1 | 45,7 | 7,2 | 83,5 | | | 1 | 138,7 | 12 | 56,1 |
| Prov. tech. d'ass. | 72,7 | 1 | | | | 0,2 | | | | 73,9 | | |
| Crédits | 1,3 | 20,4 | 1,7 | 109,7 | | 20,8 | 50 | 61,7 | 10,2 | 3,1 | | 28,9 |
| Titres (hors actions) | 3 | 6,7 | 2 | 111,7 | 5,3 | 83,9 | | 20 | 55,6 | 48,2 | | 88,7 |
| Actions | 51,3 | 153,3 | 24,8 | 139,4 | 0,3 | 86,6 | | 238,9 | | 113 | 2,8 | 100,6 |
| Autres | 7,3 | 20 | 6,7 | 8,5 | | 5,3 | 3,3 | 12,9 | 4,5 | 12,7 | | 4,5 |
| Total | 192,1 | 215,6 | 36,3 | 414,8 | 15,5 | 280,3 | 63,6 | 333,5 | 71,3 | 389,7 | 15 | 278,9 |
| Richesse nette | | | | | | | 128,5 | -117,8 | -35 | 25,1 | 0,5 | 1,4 |

Les abréviations M, F, A, B-A, CB et RdM renvoient aux ménages, aux firmes, aux administrations publiques, aux banques-assurances, à la banque centrale et au reste du monde, respectivement. Source : INSEE.

TABLE 6.2 – Compte de patrimoine de la France en 2007

FIGURE 6.1 – Position extérieure nette et brute




Source : Base de données de P.R. Lane et G.M. Milesi-Ferretti (2009). Calculs de l'auteur.

FIGURE 6.1 – Position extérieure nette et brute (suite et fin)

| | *Ménages U* | *Firmes U* | *État U* | *Banques U* | *BC U* | *Ménages J* | *Firmes J* | *État J* | *Banques J* | *BC J* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Capital* | | $+K_U$ | | | | | $+K_J$ | | | |
| *Monnaie* | $+HH_U$ | | | $+HB_U$ | $-H_U$ | $+HH_J$ | | | $+HB_J$ | $-H_J$ |
| *Refinancement* | | | | $-RF_U$ | $+RF_U$ | | | | $-RF_J$ | $+RF_J$ |
| *Dépôts* | $+BDH_U$ | | | $-BDB_U$ | | | | | $+BDB_U^J.xr1$ | |
| | | | | $+BDB_J^U/xr1$ | | $+BDH_J$ | | | $-BDB_J$ | |
| *Bon du Trésor* | | | $-TB_U$ | $+TBB_U^U$ | $+TBC_U^U$ | | | | $+TBB_U^J.xr1$ | $+TBC_U^J.xr1$ |
| | | | | $+TBB_J^U/xr1$ | $+TBC_J^U/xr1$ | | | $-TB_J$ | $+TBB_J^J$ | $+TBC_J^J$ |
| *Obligations* | | | | $-pb_U.B_U$ | | | | | | |
| | | | | $+pb_U.B_U^U$ | | | | | $+pb_U.B_U^J.xr1$ | |
| | | | | | | | | | $-pb_J.B_J$ | |
| | | | | $+pb_J.B_J^U/xr1$ | | | | | $+pb_J.B_J^J$ | |
| *Prêts* | | $-L_U$ | | $+L_U$ | | | $-L_J$ | | $+L_J$ | |
| *Richesse* | $-VH_U$ | $-VF_U$ | $-VG_U$ | $-VB_U$ | $-VCB_U$ | $-VH_J$ | $-VF_J$ | $-VG_J$ | $-VB_J$ | $-VCB_J$ |
| $\Sigma$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

TABLE 6.3 – Matrice des stocks

## 6.2 Modélisation SFC à deux pays avec financiarisation

L'économie mondiale est composée de deux économies, les États-Unis ($U$) et le reste du monde ($J$) en change flexibles. La matrice des stocks est présentée dans le tableau 6.3. Les variables négatives représentent des passifs et les variables positives des actifs. L'annexe F présente la matrice des flux des deux économies [2]. Dans un premier temps, nous présentons une version préliminaire du modèle avec taux d'intérêt exogènes. De plus, nous n'introduisons pas d'anticipations de change dans les équations de portefeuille des banques commerciales. Lavoie et Daigle 2011 montrent que lorsque la part des fondamentalistes est supérieure à la part des chartistes sur le marché des changes alors les résultats du modèle sont proches de la modélisation sans anticipation de change. Dans la situation inverse, le modèle est plus instable et donne des résultats plus divergents.

$$Y_i = C_i + I_i + G_i + X_i - IM_i \tag{6.1}$$

Avec $Y$ = produit intérieur brut, $C$ = consommation des ménages, $I$ = investissement des firmes, $X$ = exportations, $IM$ = importations. Pour $i = U,\ J$.

***Ménages***

$$YD_i = W_i + id_i.BDH_{i-1} - T_i \tag{6.2}$$

$$T_i = \theta_i.\left(W_{i-1} + id_i.BDH_{i-2}\right) \tag{6.3}$$

$$C_i = a_{1i}.YD_i + a_{2i}.VH_{i-1} \tag{6.4}$$

2. Lorsqu'il y a deux symboles ($U$ et $J$), l'indice indique où l'actif est émis, l'exposant indique où l'actif est détenu. Par exemple, $TBC_J^U$ représentent les bons du Trésor détenus par la banque centrale du pays $U$ et émis dans le pays $J$.

$$\Delta BDH_i = YD_i - C_i - \Delta HH_i \tag{6.5}$$

$$HH_i = \lambda_i.C_i \tag{6.6}$$

$$VH_i = HH_i + BDH_i \tag{6.7}$$

Avec $YD$ = revenu disponible des ménages, $W$ = salaires des ménages, $BDH$ = dépôts bancaires des ménages, $T$ = impôts payés par les ménages, $VH$ = richesse nette des ménages, $HH$ = Monnaie détenue par les ménages. Pour $i = U$, $J$. *Rappel :* $\Delta VH_i = YD_i - C_i$ = épargne des ménages.

***Firmes***

$$UP_i = Y_i - W_i - rl_i.L_{i-1} - TF_i \tag{6.8}$$

$$TF_i = \theta f_i.\left(Y_i - W_i - rl_i.L_{i-1}\right) \tag{6.9}$$

$$\Delta L_i = I_i - UP_i \tag{6.10}$$

$$VF_i = K_i - L_i \tag{6.11}$$

$$\Delta K_i = I_i - \delta_i.K_{i-1} \tag{6.12}$$

Avec $UP$ = profits des firmes, $L$ = prêts bancaires accordés aux firmes, $TF$ = impôts payés par les firmes, $VF$ = richesse nette des firmes, $K$ = stock de capital des firmes. Pour $i = U,\ J$. *Rappel :* $\Delta VF_i = UP_i - \delta_i.K_{i-1}$

$$W_i = \gamma_i.Y_i \tag{6.13}$$

Pour $i = U,\ J$.

*Investissement*

$$\frac{I_i}{K_{i-1}} = k_{0i} + k_{1i}.\frac{UP_{i-1}}{K_{i-2}} + k_{2i}.\frac{\Delta Y_i}{Y_{i-1}} - k_{3i}.\frac{L_{i-1}}{K_{i-1}} - k_{4i}.rl_i \tag{6.14}$$

Pour $i = U,\ J$.

***État***

$$G_i = G_{i-1}.\,(1 + ag_i) \tag{6.15}$$

$$\Delta TB_i = G_i + rb_i.TB_{i-1} - T_i - TBA_i - TCB_i - TF_i \tag{6.16}$$

Avec $G$ = dépenses budgétaires, $TB$ = bons du Trésor, $TBA$ = impôts payés par les banques, $TCB$ = impôts payés par la banque centrale. Pour $i = U,\ J$.

*Bons du Trésor*

$$TB_U = TBB_U^U + TBC_U^U + TBB_U^{Js} + TBC_U^{Js} \tag{6.17}$$

$$TB_J = TBB_J^J + TBC_J^J + TBB_J^{Us} + TBC_J^{Us} \tag{6.18}$$

$$VG_i = -TB_i \tag{6.19}$$

Avec $TBB_U^U$ = bons du Trésor américains détenus par les banques commerciales

américaines, $TBC_U^U$ = bons du Trésor américains détenus par la banque centrale américaine, $TBB_U^{Js}$ = offre de bons du Trésor américains par les banques commerciales du reste du monde, $TBC_U^{Js}$ = offre de bon du Trésor américains par la banque centrale du reste du monde, $TBB_J^J$ = bons du Trésor du reste du monde détenus par les banques commerciales du reste du monde, $TBC_J^J$ = bons du Trésor du reste du monde détenus par la banque centrale du reste du monde, $TBB_J^{Us}$ = offre de bons du Trésor du reste du monde par les banques commerciales américaines, $TBC_J^{Us}$ = offre de bon du Trésor du reste du monde par la banque centrale américaine, $VG$ = richesse nette du gouvernement. Pour $i = U,\ J$. L'équation (6.17) est induite par les autres en vertu de la loi de Walras.

***Banques-assurances***

Dans un premier temps, nous retenons un traitement très simplifié où les obligations émises par les banques sont induites par les demandes d'obligations bancaires domestiques et étrangères (voir équations 6.63 et 6.64). Par conséquent, les taux d'intérêt sur les obligations bancaires sont exogènes dans cette première version du modèle [3].

$$\begin{aligned} TBA_U &= rl_U.L_{U-1} - id_U.BDB_{U-1} + id_J.\left(\frac{BDB_{J-1}^{Us}}{xr1}\right) - ib_U.RF_{U-1} \\ &+ rb_U.TBB_{U-1}^U + rb_J.\left(\frac{TBB_{J-1}^{Us}}{xr1}\right) - B_{U-1} + B_{U-1}^U + \frac{B_{J-1}^{Us}}{xr1} \end{aligned} \tag{6.20}$$

$$\begin{aligned} TBA_J &= rl_J.L_{J-1} - id_J.BDB_{J-1} + id_U.\left(BDB_{U-1}^{Js}.xr1\right) - ib_J.RF_{J-1} \\ &+ rb_J.TBB_{J-1}^J + rb_U.\left(TBB_{U-1}^{Js}.xr1\right) - B_{J-1} + B_{J-1}^J + B_{U-1}^{Js}.xr1 \end{aligned} \tag{6.21}$$

Avec $BDB_U$ = dépôts bancaires totaux (domestiques et étrangers), $BDB_J^{Us}$ = offre des banques commerciales américaines de dépôts détenus dans les banques du reste du monde, $RF_U$ = refinancement des banques commerciales auprès de la banque centrale, $B_U$ = obligations émises par les banques américaines, $B_U^U$ = obligations américaines détenues par les banques commerciale américaines, $B_J^{Us}$

3. Dans le modèle, le taux de change réel bilatéral $xr1$ est côté au certain du point de vue du dollar américain. Une augmentation de $xr1$ signifie une appréciation bilatérale réelle du dollar américain.

= offre d'obligations du reste du monde par les banques américaines, $BDB_J$ = dépôts bancaires totaux (domestiques et étrangers), $BDB_U^{Js}$ = offre des banques commerciales du reste du monde de dépôts détenus dans les banques américaines, $RF_U$ = refinancement des banques commerciales auprès de la banque centrale, $B_J$ = obligations émises par les banques du reste du monde, $B_J^J$ = obligations du reste du monde détenues par les banques commerciales du reste du monde, $B_U^{Js}$ = offre d'obligations américaines par les banques du reste du monde. Les banques ne font pas de profits et reversent tous leurs revenus à l'État sous forme d'impôts.

$$HB_i = \nu_i.BDB_i \tag{6.22}$$

Avec $HB$ = réserves obligatoires. Pour $i = U,\ J$. L'équation (6.22) représente les réserves obligatoires en pourcentage du total des dépôts (domestiques et étrangers).

*Dépôts bancaires*

$$BDB_U = BDH_U + BDB_U^{Js} \tag{6.23}$$

$$BDB_J = BDH_J + BDB_J^{Us} \tag{6.24}$$

Avec $BDH$ = dépôts bancaires des ménages.

*Monnaie banque centrale*

$$H_i = HH_i + HB_i \tag{6.25}$$

Avec $H$ = monnaie banque centrale. Pour $i = U,\ J$.

*Obligations émises par les banques*

$$pb_U.B_U = pb_U.B_U^{Js} + pb_U.B_U^U \tag{6.26}$$

$$pb_J.B_J = pb_J.B_J^{Us} + pb_J.B_J^J \tag{6.27}$$

Avec $pb$ = prix des obligations.

*Bilan des banques*

$$\begin{aligned} RF_U &= HB_U + BDB_J^{Ud} + TBB_U^U + TBB_J^{Ud} + pb_U.B_U^U + pb_J.B_J^{Ud} + L_U \\ &- (BDB_U + pb_U.B_U + VB_U) \end{aligned} \tag{6.28}$$

$$\begin{aligned} RF_J &= HB_J + BDB_U^{Jd} + TBB_J^J + TBB_U^{Jd} + pb_J.B_J^J + pb_U.B_U^{Jd} + L_J \\ &- (BDB_J + pb_J.B_J + VB_J) \end{aligned} \tag{6.29}$$

Les équations (6.28) et (6.29) sont écrites avec les variables $RF_U$ et $RF_J$ à gauche du signe égal. Les banques centrales fournissent tout le refinancement demandé par les banques commerciales sans restriction.

$$\begin{aligned} \Delta VB_U &= TBB_{J-1}^{Us}.\Delta\left(\frac{1}{xr1}\right) + BDB_{J-1}^{Us}.\Delta\left(\frac{1}{xr1}\right) + \left(pb_{J-1}.B_{J-1}^{Us}\right).\Delta\left(\frac{1}{xr1}\right) \\ &+ B_{U-1}^U.\Delta pb_U + \left(\frac{B_{J-1}^{Us}}{xr1}\right).\Delta pb_J - B_{U-1}.\Delta pb_U \end{aligned} \tag{6.30}$$

$$\begin{aligned} \Delta VB_J &= TBB_{U-1}^{Js}.\Delta xr1 + BDB_{U-1}^{Js}.\Delta xr1 + \left(pb_{U-1}.B_{U-1}^{Js}\right).\Delta xr1 \\ &+ B_{J-1}^J.\Delta pb_J + \left(B_{U-1}^{Js}.xr1\right).\Delta pb_U - B_{J-1}.\Delta pb_J \end{aligned} \tag{6.31}$$

Avec $VB$ = richesse nette des banques.

*Comportement de portefeuille des banques*

Dans la plupart des modélisations SFC à la Godley-Lavoie, les choix de portefeuille des ménages suivent l'approche développée par Godley 1999 et Tobin 1969 avec un arbitrage entre les différents actifs du modèle. Dans chaque fonction de demande d'actif, l'actif en question rapporté à la richesse nette des ménages est fonction du rendement relatif de l'actif. Dans ce chapitre, nous souhaitons analyser, plus finement, le comportement de portefeuille des banques commerciales en nous appuyant sur la structure du bilan bancaire (voir tableau 6.4). Nous rapportons chaque actif au ressources nettes des banques, c'est-à-dire l'ensemble des dépôts

bancaires (domestiques et étrangers, $BDB$) moins les réserves obligatoires ($HB$). Ce ratio sera fonction du rendement relatif de chaque actif.

| Banque U | |
|---|---|
| *Actifs (Emplois)* | *Passifs (Ressources)* |
| $HB_U$ | |
| | $RF_U$ |
| | $BDB_U$ |
| $BDB_J^U d$ | |
| $TBB_U^U$ | |
| $TBB_J^U d$ | |
| | $pb_U.B_U$ |
| $pb_U.BU_U$ | |
| $pb_J.B_J^U d$ | |
| $L_U$ | |
| | $VB_U$ |

TABLE 6.4 – Bilan d'une banque commerciale américaine

*Banques américaines*

$$\frac{BDB_J^{Ud}}{(BDB_U - HB_U)} = (c_{1u} + \alpha_{1u}.id_J - \alpha_{2u}.rb_U - \alpha_{3u}.rb_J - \alpha_{4u}.rbo_U - \alpha_{5u}.rbo_J) \tag{6.32}$$

$$\frac{TBB_U^U}{(BDB_U - HB_U)} = (c_{2u} - \alpha_{1u}.id_J + \alpha_{2u}.rb_U - \alpha_{3u}.rb_J - \alpha_{4u}.rbo_U - \alpha_{5u}.rbo_J) \tag{6.33}$$

$$\frac{TBB_J^{Ud}}{(BDB_U - HB_U)} = (c_{3u} - \alpha_{1u}.id_J - \alpha_{2u}.rb_U + \alpha_{3u}.rb_J - \alpha_{4u}.rbo_U - \alpha_{5u}.rbo_J) \tag{6.34}$$

$$\frac{pb_U.B_U^U}{(BDB_U - HB_U)} = (c_{4u} - \alpha_{1u}.id_J - \alpha_{2u}.rb_U - \alpha_{3u}.rb_J + \alpha_{4u}.rbo_U - \alpha_{5u}.rbo_J) \tag{6.35}$$

$$\frac{pb_J.B_J^{Ud}}{(BDB_U - HB_U)} = (c_{5u} - \alpha_{1u}.id_J - \alpha_{2u}.rb_U - \alpha_{3u}.rb_J - \alpha_{4u}.rbo_U + \alpha_{5u}.rbo_J) \tag{6.36}$$

Avec $BDB_J^{Ud}$ = demande des banques américaines de dépôts dans les banques du reste du monde, $TBB_J^{Ud}$ = demande de bons du Trésor du reste du monde par les banques américaines, $B_J^{Ud}$ = demande d'obligations du reste du monde par les banques américaines, $rl$ = taux d'intérêt sur les crédits, $ib$ = taux d'intérêt directeur de la banque centrale (exogène), $id$ = taux d'intérêt sur les dépôts bancaires, $rb$ = taux d'intérêt sur les bon du Trésor, $rbo$ = taux d'intérêt sur les obligations.

*Banques du reste du monde*

$$\frac{BDB_U^{Jd}}{(BDB_J - HB_J)} = (c_{1j} + \alpha_{1j}.id_U - \alpha_{2j}.rb_J - \alpha_{3j}.rb_U - \alpha_{4j}.rbo_J - \alpha_{5j}.rbo_U) \tag{6.37}$$

$$\frac{TBB_J^J}{(BDB_J - HB_J)} = (c_{2j} - \alpha_{1j}.id_U + \alpha_{2j}.rb_J - \alpha_{3j}.rb_U - \alpha_{4j}.rbo_J - \alpha_{5j}.rbo_U) \tag{6.38}$$

$$\frac{TBB_U^{Jd}}{(BDB_J - HB_J)} = (c_{3j} - \alpha_{1j}.id_U - \alpha_{2j}.rb_J + \alpha_{3j}.rb_U - \alpha_{4j}.rbo_J - \alpha_{5j}.rbo_U) \tag{6.39}$$

$$\frac{pb_J.B_J^J}{(BDB_J - HB_J)} = (c_{4j} - \alpha_{1j}.id_U - \alpha_{2j}.rb_J - \alpha_{3j}.rb_U + \alpha_{4j}.rbo_J - \alpha_{5j}.rbo_U) \tag{6.40}$$

$$\frac{pb_U.B_U^{Jd}}{(BDB_J - HB_J)} = (c_{5j} - \alpha_{1j}.id_U - \alpha_{2j}.rb_J - \alpha_{3j}.rb_U - \alpha_{4j}.rbo_J + \alpha_{5j}.rbo_U) \tag{6.41}$$

Avec $BDB_U^{Jd}$ = demande des banques du reste du monde de dépôts dans les banques américaines, $TBB_U^{Jd}$ = demande de bons du Trésor américains par les banques du reste du monde, $B_U^{Jd}$ = demande d'obligations américaines par les banques du reste du monde, $rl$ = taux d'intérêt sur les crédits, $ib$ = taux d'intérêt directeur de la banque centrale (exogène), $id$ = taux d'intérêt sur les dépôts bancaires, $rb$ = taux d'intérêt sur les bon du Trésor, $rbo$ = taux d'intérêt sur les obligations. Dans un premier temps, nous n'incluons pas d'anticipations de variation de change pour stabiliser le modèle (Lavoie et Daigle 2011). Comme nous l'avons déjà mentionné, lorsque la part des fondamentalistes est supérieure à la part des chartistes sur le marché des changes alors les résultats du modèle sont proches de la modélisation sans anticipation de change.

***Banque centrale***

$$TCB_U = ib_U.RF_{U-1} + rb_J.\left(\frac{TBC_{J-1}^{Us}}{xr1}\right) + rb_U.TBC_{U-1}^U \tag{6.42}$$

$$TCB_J = ib_J.RF_{J-1} + rb_U.\left(TBC_{U-1}^{Js}.xr1\right) + rb_J.TBC_{J-1}^J \tag{6.43}$$

Les banques centrales ne font pas de profits et reversent tous leurs revenus à l'État sous forme d'impôts.

$$TBC_U^U = H_U + VCB_U - RF_U - \frac{TBC_J^{Us}}{xr1} \tag{6.44}$$

$$TBC_U^{Jd} = H_J + VCB_J - RF_J - TBC_J^J \tag{6.45}$$

$$\Delta VCB_U = TBC_{J-1}^{Us}.\Delta\left(\frac{1}{xr1}\right) \tag{6.46}$$

$$\Delta VCB_J = TBC_{U-1}^{Js}.\Delta xr1 \tag{6.47}$$

Avec $TBC_U^{Jd}$ = demande de bons du Trésor du reste du monde par la banque centrale américaine, $VCB$ = richesse de la banque centrale.

***Commerce extérieur***

$$\log(IM_U) = \mu_{0U} + \mu_{1U}.\log(Y_U) + \mu_{2U}.\log(xr1) \tag{6.48}$$

$$\log(IM_J) = \mu_{0J} + \mu_{1J}.\log(Y_J) - \mu_{2J}.\log(xr1) \tag{6.49}$$

$$X_U = \frac{IM_J}{xr1} \tag{6.50}$$

$$X_J = IM_U.xr1 \tag{6.51}$$

Avec $IM_U$ = importations américaines en provenance du reste du monde, $IM_J$ = importations du reste du monde en provenance des États-Unis, $xr1$ = taux de change réel.

***Taux d'intérêt et taux de change***

$$rl_i = ib_i + m_{1b} \tag{6.52}$$

$$id_i = ib_i - m_{2b} \tag{6.53}$$

$$rb_i = rl_i \tag{6.54}$$

$$rbo_i = rl_i \tag{6.55}$$

$$pb_i = \frac{1}{rbo_i} \tag{6.56}$$

Avec $rl$ = taux d'intérêt sur les crédits, $ib$ = taux d'intérêt directeur de la banque centrale (exogène), $id$ = taux d'intérêt sur les dépôts bancaires, $rb$ = taux d'intérêt sur les bon du Trésor, $rbo$ = taux d'intérêt sur les obligations, $pb$ = prix des obligations, $m_{1b}$ = marge bancaire sur les prêts, $m_{2b}$ = marge bancaire sur les dépôts. Pour $i = U$, $J$.

$$TBB_U^{Js} = \frac{TBB_U^{Jd}}{xr1} \tag{6.57}$$

$$TBB_J^{Us} = TBB_J^{Ud}.xr1 \tag{6.58}$$

$$xr1 = \frac{TBC_U^{Jd}}{TBC_U^{Js}} \tag{6.59}$$

$$TBC_J^{Ud} = \frac{TBC_J^{Us}}{xr1} \tag{6.60}$$

$$BDB_U^{Js} = \frac{BDB_U^{Jd}}{xr1} \tag{6.61}$$

$$BDB_J^{Us} = BDB_J^{Ud}.xr1 \tag{6.62}$$

$$pb_U.B_U{}^{Js} = \frac{pb_U.B_U{}^{Jd}}{xr1} \tag{6.63}$$

$$pb_J.B_J^{Us} = pb_J.B_J^{Ud}.xr1 \tag{6.64}$$

$$TBC_J^{Us} = 0 \tag{6.65}$$

La banque centrale américaine ne conserve pas de réserves de change.

$$TBC_U^{Js} = constant \tag{6.66}$$

En taux de change flexibles, les réserves de change détenues par la banque centrale du reste du monde sont supposées être constantes. Le modèle comprend 90 équations, moins une équation redondante (6.17) en vertu de la loi de Walras. Nous avons 89 équations pour 89 variables endogènes.

La balance courante ($CAB$) et le compte financier ($KAB$) peuvent être obtenus

de la manière suivante :

$$\begin{aligned} CAB_U &= X_U - IM_U + id_J.\left(\frac{BDB_{J-1}^{Us}}{xr1}\right) - id_U.BDB_{U-1}^{Js} \\ &+ rb_J.\left\{\left(\frac{TBB_{J-1}^{Us}}{xr1}\right) + \left(\frac{TBC_{J-1}^{Us}}{xr1}\right)\right\} - rb_U.\left\{TBB_{U-1}^{Js} + TBC_{U-1}^{Js}\right\} \\ &+ \frac{B_{J-1}^{Us}}{xr1} - B_{U-1}^{Js} \end{aligned} \tag{6.67}$$

$KAB_U$ = *entrées de capitaux – sorties de capitaux*

$$\begin{aligned} KAB_U &= \Delta BDB_U^{Js} - \frac{\Delta BDB_J^{Us}}{xr1} + \Delta TBB_U^{Js} - \frac{\Delta TBB_J^{Us}}{xr1} + \Delta TBC_U^{Js} \\ &- \frac{\Delta TBC_J^{Us}}{xr1} + pb_U.\Delta B_U^{Js} - \frac{pb_J.\Delta B_J^{Us}}{xr1} \end{aligned} \tag{6.68}$$

En raison du traitement des réserves de change dans le modèle, $CAB_U + KAB_U = 0$. La richesse nette du monde est égale au total du capital fixe accumulé. La finance ne crée pas de richesse au niveau mondial.

$$\begin{aligned} &\left(\frac{VH_J + VF_J + VG_J + VB_J + VCB_J}{xr1}\right) + VH_U + VF_U + VG_U + VB_U \\ &+ VCB_U - \left(KU + \frac{KJ}{xr1}\right) = 0 \end{aligned} \tag{6.69}$$

*Dynamique du taux de change*

La dynamique du taux de change est déterminée par la demande et l'offre d'actifs financier comme le montre l'équation (6.59). Cette équation est le rapport entre la valeur des réserves de change de la banque centrale du reste du monde (${TBC_U}^{Jd}$) obtenue de manière résiduelle dans l'équation (6.45) à sa valeur supposée constante en changes flexibles (équation (6.66)). Cette détermination implicite (c'est-à-dire sans équation explicite du taux de change comme dans les travaux de Taylor 2004) du taux de change est habituelle dans les modèle SFC à la Godley et Lavoie 2007b. Bien que le taux de change soit relié uniquement à des facteurs financiers spécifiques, il dépend de facteurs à la fois réels (tels que le commerce de biens et services) et financiers (tels que le commerce d'actifs). Cette détermi-

nation implicite du taux de change est plus synthétique qu'une équation implicite qui se focalise sur un nombre limité de déterminants. Une autre présentation de la détermination du taux de change plus intuitive basée sur l'identité de balance des paiements peut être obtenue. Cette équation peut être utilisée dans le modèle à la place de l'équation (6.59). En utilisant l'équation $CAB_U + KAB_U = 0$ pour obtenir $xr1$, nous obtenons la formule suivante où le taux de change est déterminé simultanément par des flux financiers et réels [4].

$$xr1 = \frac{\begin{bmatrix} IM_J + id_J.BDB_{J-1}^{Us} + rb_J.\left\{TBB_{J-1}^{Us} + TBC_{J-1}^{Us}\right\} \\ + B_{J-1}^{Us} - \Delta BDB_J^{Us} - \Delta TBB_J^{Us} - \Delta TBC_J^{Us} \\ - pb_J.\Delta B_J^{Us} \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} IM_U + id_U.BDB_{U-1}^{Js} + rb_U.\left\{TBB_{U-1}^{Js} + TBC_{U-1}^{Js}\right\} \\ + B_{U-1}^{Js} - \Delta BDB_U^{Js} - \Delta TBB_U^{Js} - \Delta TBC_U^{Js} \\ - pb_U.\Delta B_U^{Js} \end{bmatrix}} \tag{6.70}$$

***xr1 = (Importations de J + intérêts reçus - sortie de capitaux) / (Importations de U + intérêts versés - entrées de capitaux)***

En d'autres termes, le taux de change du dollar s'apprécie lorsque les exportations américaines augmentent, lorsque le flux de revenu reçu par le reste du monde augmente ou après une augmentation des entrées de capitaux. Parallèlement, le taux de change du dollar se déprécie lorsque les importations américaines augmentent, lorsque le flux de revenu versé au reste du monde augmente ou après une augmentation des sorties de capitaux. Cette double détermination réelle-monétaire / flux-stock a le mérite d'être assez complète car elle prend en compte plusieurs éléments de nombreuses théories sur la détermination macro-économique du taux de change (approches de type Mundell-Flemming, modèle monétaire, modèle de portefeuille) présentées dans Chinn 2012. Ainsi la détermination du change, au niveau macro-économique, est soumise à des forces réelles et financières, à des effets

4. Cette présentation est le fruit d'intéressantes discussions avec Sebastian Valdecantos. En dépit du fait que ces équations sont mathématiquement équivalentes, elles ne le sont pas lors de la résolution du modèle ; la résolution est plus compliquée avec la nouvelle formule, bien qu'elle donne les mêmes résultats. Cela peut être causé par une structure plus complexe avec la nouvelle formule qui provoque des difficultés lors d'utilisation de méthode itératives telles que l'algorithme de Newton-Raphson pour résoudre le modèle.

flux-stock et à des effets de portefeuille qui peuvent se compenser ou se renforcer mutuellement.

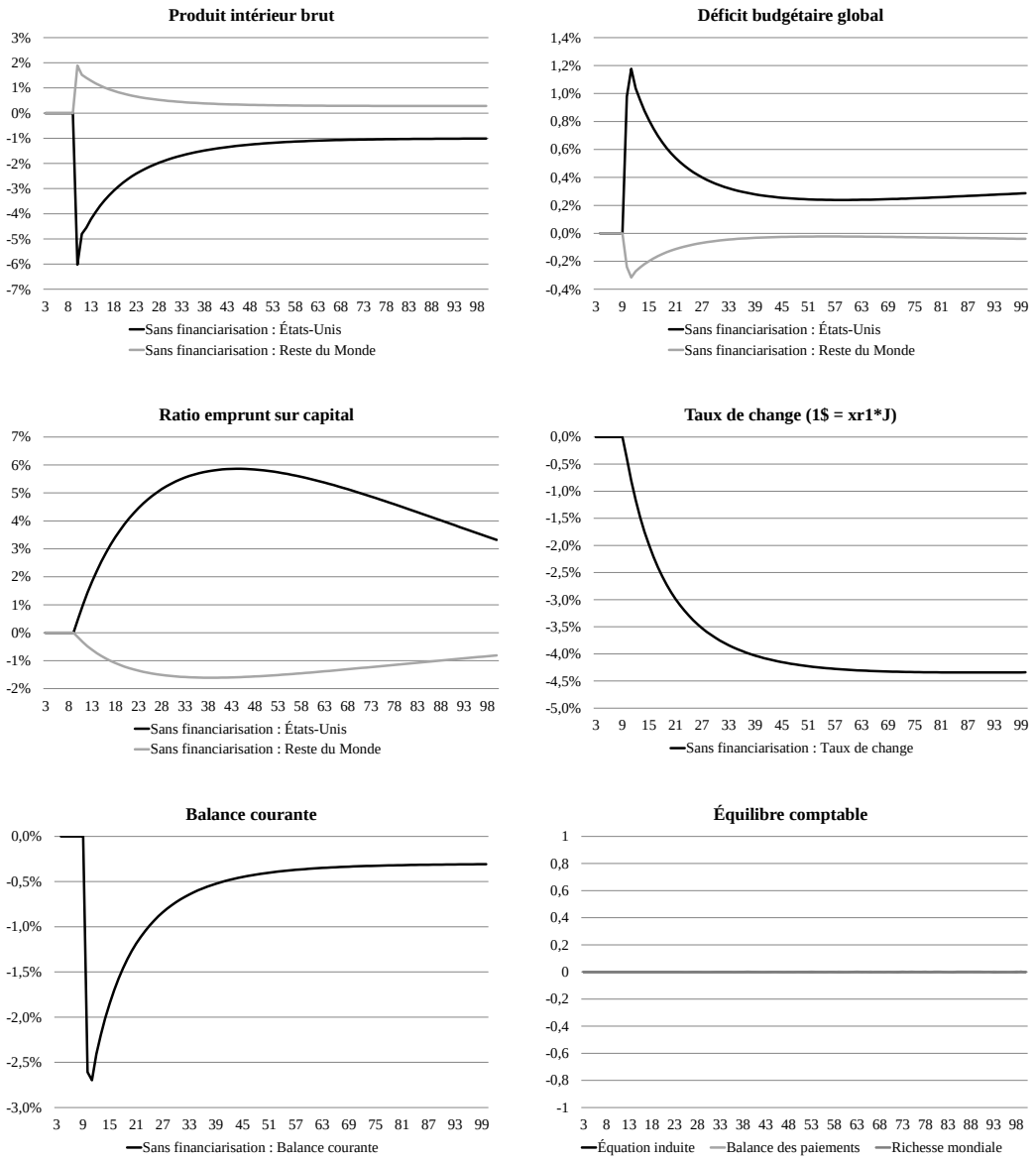
## 6.3 Simulations numériques

### 6.3.1 Taux d'intérêt exogènes

Dans cette section, un ensemble de simulation va être proposé dans la dernière section avec une comparaison de deux versions du modèle, une sans financiarisation proche des modèles SFC usuels, une autre avec des formes diverses de financiarisation. La comparaison des deux types de modèles va nous aider à évaluer la contribution des divers mécanismes aux ajustements internationaux face à des chocs de demande ou d'offre.

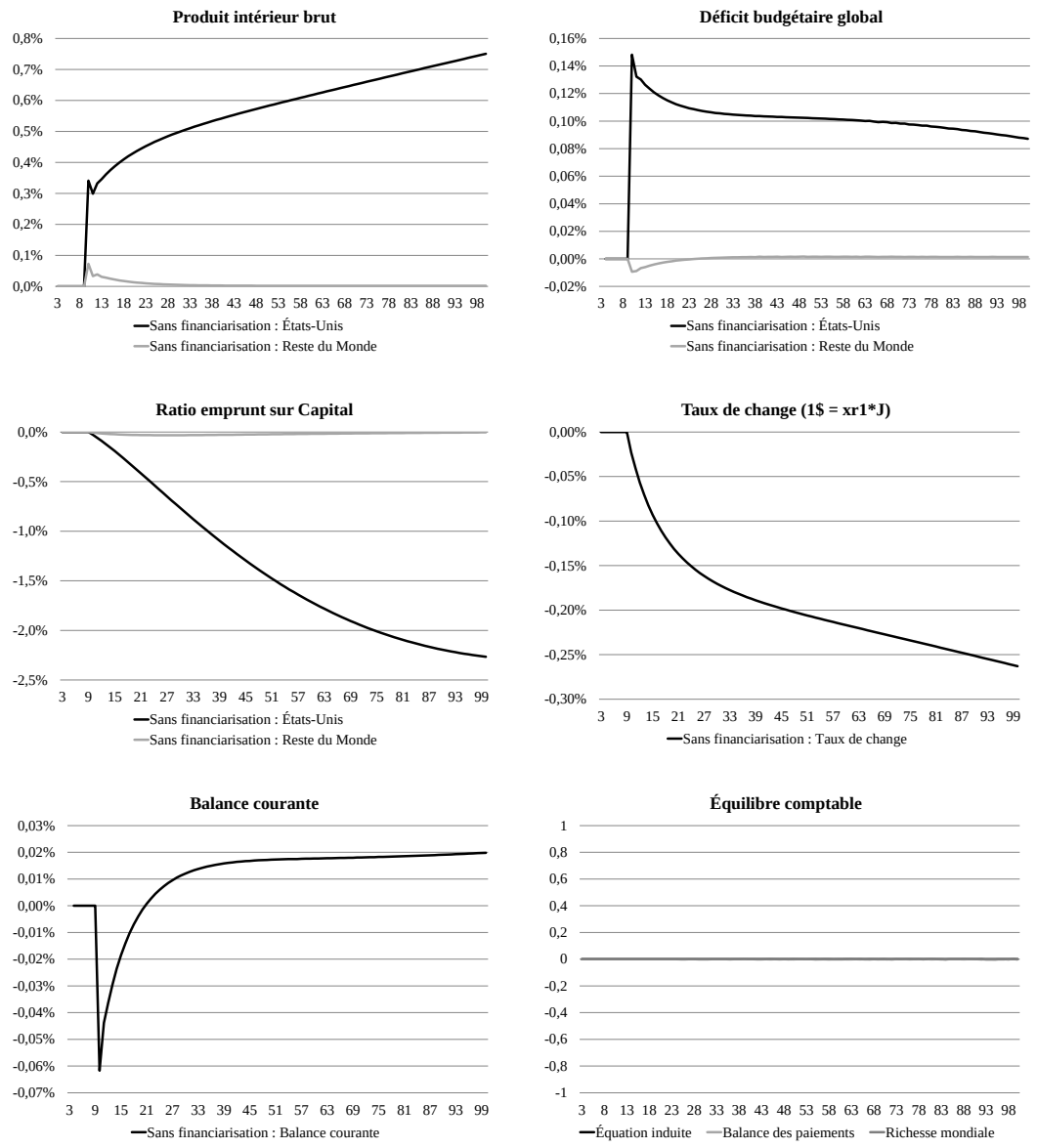
Une première série de simulations [5] est réalisée dans ce modèle simple financiarisé où les émissions d'obligations bancaires sont induites par la demande et le comportement de portefeuille des banques (voir figure 6.2, 6.3, 6.4 et 6.5). Le taux d'intérêt et les prix des obligations bancaires sont fixes. Nous comparons le modèle avec financiarisation et le modèle sans financiarisation où il n'y a pas d'obligations bancaires et qui est proche des modèles à deux-pays à la Godley-Lavoie. Deux types de chocs sont examinés, un choc d'offre avec un perte de compétitivité de l'économie américaine, et d'autre part, un choc de demande avec une augmentation temporaire des dépenses publiques. Les résultats des chocs sont proches dans les deux versions du modèle, avec ou sans financiarisation. Un perte de compétitivité de l'économie américaine provoque un ralentissement, des déficits courants et publics accrus et une dépréciation du dollar. Un stimulus fiscal temporaire induit une reprise de l'activité avec des déficits publics accrus et une dépréciation modérée du dollar. Cette financiarisation rudimentaire ne semble pas affecter profondément les mécanismes traditionnels. Elle augmente en même temps les entrées et les sorties de capitaux, ce qui compense les variation de taux de change.

5. Dans les figures, les simulations sont exprimées en écart par rapport au scénario de base $(X - X^*)$ sauf pour le PIB et le taux de change, dans ce cas les simulations sont exprimées en écart relatif par rapport au scénario de base $((X - X^*)/X^*)$. $X^*$ désigne le scénario de base.



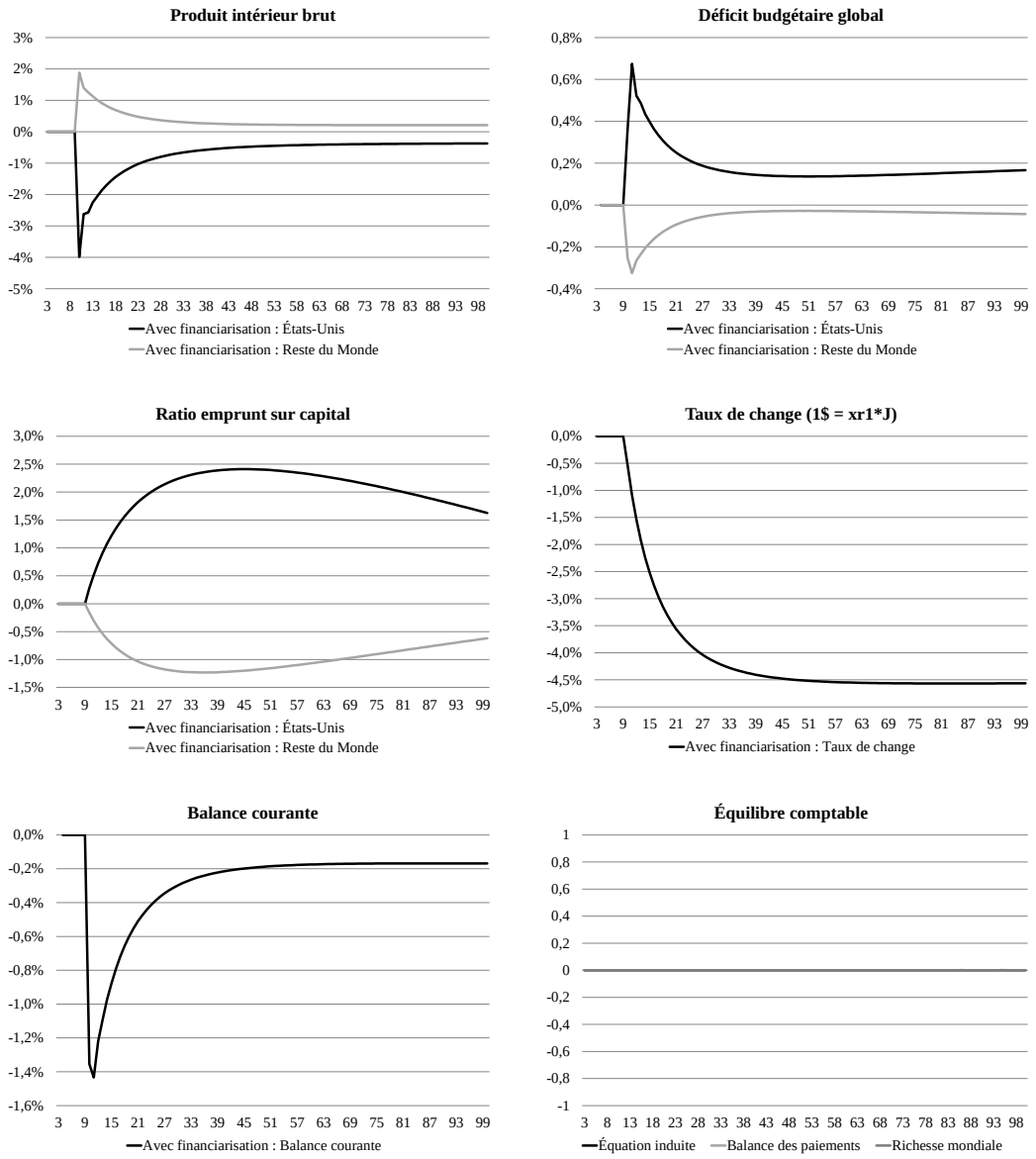

Augmentation de la constante dans l'équation d'importation, $\mu_{0U}$ passe de 0,8 à 0,9. Source : calculs de l'auteur.

FIGURE 6.2 – Perte de compétitivité aux É-U (sans financiarisation)



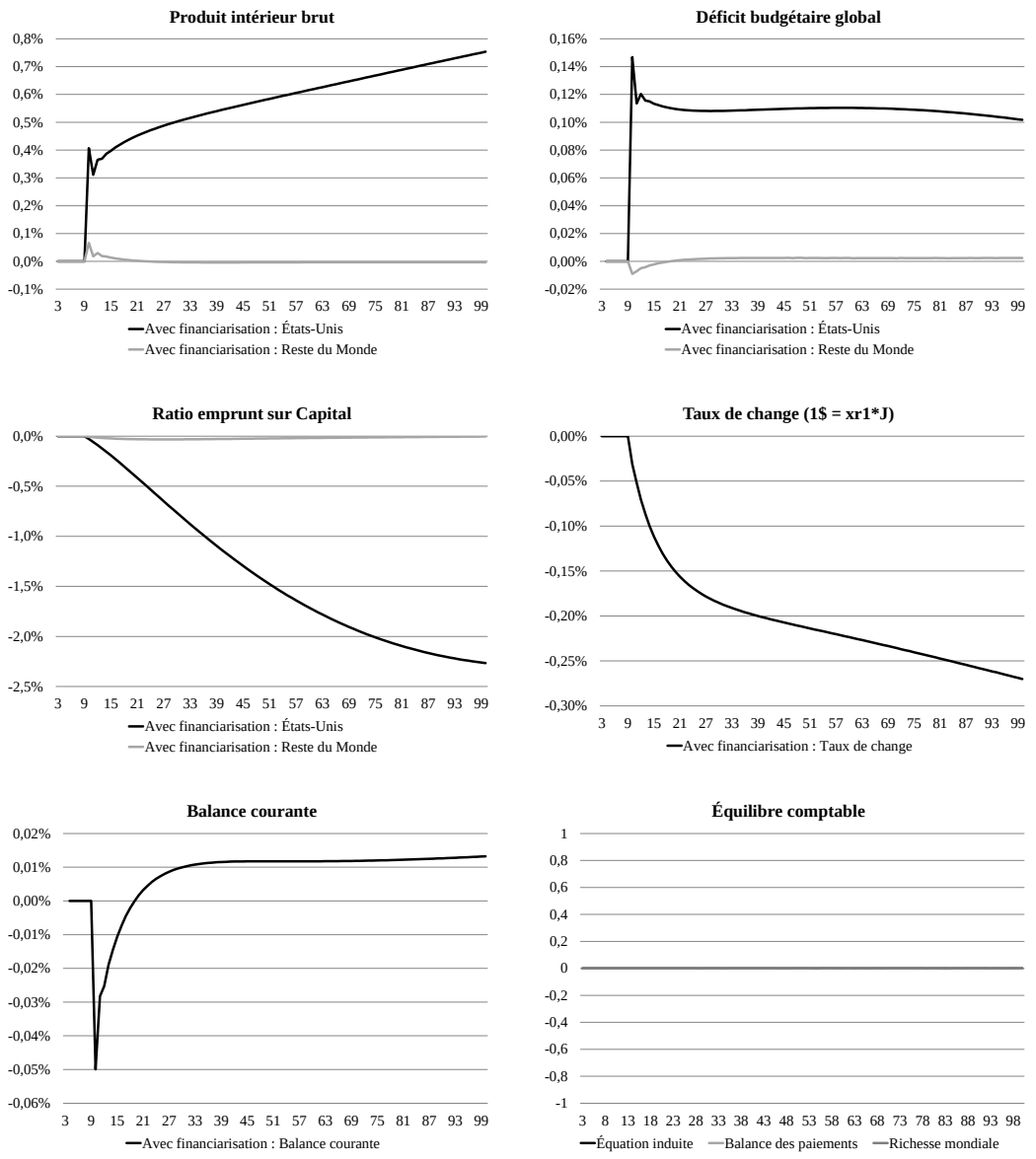

Hausse des dépenses publiques temporaire durant une période, $ag_U$ passe de 0,02 à 0,03 durant une période. Source : calculs de l'auteur.

FIGURE 6.3 – Hausse des dépenses publiques aux É-U (sans financiarisation)




Augmentation de la constante dans l'équation d'importation, $\mu_{0U}$ passe de 0 à 0,1. Source : calculs de l'auteur.

FIGURE 6.4 – Perte de compétitivité aux É-U (avec financiarisation)




Hausse des dépenses publiques temporaire durant une période, $ag_U$ passe de 0,02 à 0,03 durant une période. Source : calculs de l'auteur.

FIGURE 6.5 – Hausse des dépenses publiques aux É-U (avec financiarisation)

### 6.3.2 Tentative d'endogénéisation des taux d'intérêt sur les obligations bancaires

Nous introduisons un comportement d'émission d'obligation bancaire afin de décrire explicitement un processus de financiarisation, qui dépendra du taux de croissance des prêt bancaires, du taux de croissance de l'économie et de la différence entre les différents taux d'intérêt et celui des obligation bancaires. La résolution du modèle est, à présent, plus complexe. Le modèle tourne désormais sur 72 périodes au lieu de 100 précédemment.

$$\begin{aligned}\frac{\Delta B_U}{B_{U-1}} &= \kappa_U.\frac{\Delta Y_U}{Y_{U-1}} + \iota_i.\frac{\Delta L_U}{L_{U-1}} + \beta_{U1} * (rb_{U-1} - rbo_{U-1}) \\ &+ \beta_{U2} * (rb_{J-1} - rbo_{U-1}) + \beta_{U3} * (id_{J-1} - rbo_{U-1}) \\ &+ \beta_{U4} * (rbo_{J-1} - rbo_{U-1})\end{aligned} \tag{6.71}$$

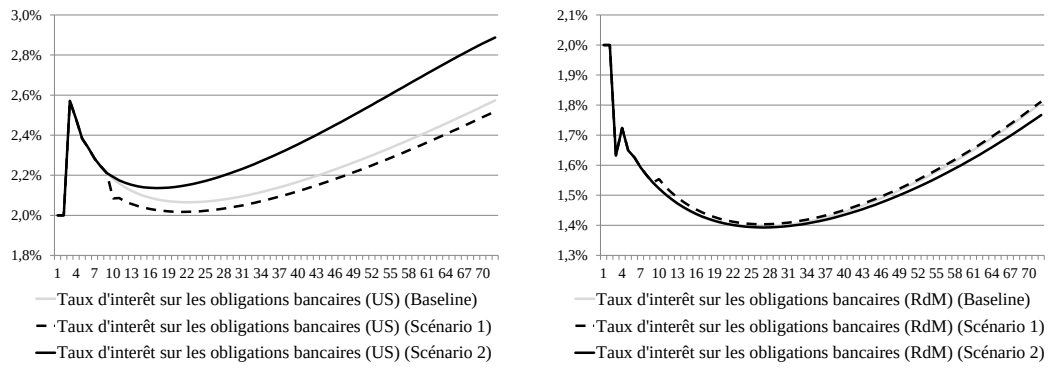
$$\begin{aligned}\frac{\Delta B_J}{B_{J-1}} &= \kappa_J.\frac{\Delta Y_J}{Y_{J-1}} + \iota_i.\frac{\Delta L_J}{L_{J-1}} + \beta_{J1} * (rb_{J-1} - rbo_{J-1}) \\ &+ \beta_{J2} * (rb_{U-1} - rbo_{J-1}) + \beta_{J3} * (id_{U-1} - rbo_{J-1}) \\ &+ \beta_{J4} * (rbo_{U-1} - rbo_{J-1})\end{aligned} \tag{6.72}$$

Par conséquent, les taux d'intérêt et les prix des obligations ne seront plus constants et dépendront d'un ajustement entre l'offre et la demande. Cette modification a été introduite dans le modèle en s'inspirant de la démarche de Godley et Lavoie 2007a et cela n'a pas produit de changements majeurs. En cas de perte de compétitivité aux États-Unis, la production diminue (relativement moins que dans le cas où les taux d'intérêts sont constants), les déficits publics et courants se creusent et le dollar se déprécie (légèrement plus que dans le cas de taux d'intérêt exogènes). Les taux d'intérêt des obligations bancaires américaines diminuent comparé au scénario de base, mais la diminution est très limitée (figure 6.6). Cela peut être expliqué par le fait que la demande et l'offre d'obligations bancaires sont réduites simultanément ce qui produit une variation limitée du taux d'intérêt.

Dans le cas d'une hausse temporaire des dépenses publiques aux États-Unis, la

croissance est stimulée (légèrement plus que dans le cas de taux d'intérêt constant) avec un impact limité sur la balance courante et sur le taux de change qui se déprécie. Les taux d'intérêt des obligations bancaires américaines augmentent mais de manière limitée puisque l'offre et la demande d'obligation augmentent en même temps.

Pour terminer une augmentation de la demande de bon du Trésor du reste du monde de la part des banques américaines (ce qui équivaut à une sortie de capital) induit une dépréciation du dollar et une stimulation de la croissance grâce aux gains de compétitivité. En raison d'une plus forte demande, les taux d'intérêts des obligations bancaires américaines augmentent légèrement.




Source : calculs de l'auteur.

FIGURE 6.6 – Évolution des taux d'intérêts sur les obligations bancaires

Dans l'ensemble, l'introduction de taux d'intérêt des obligations bancaires ne semble pas affecter profondément les mécanismes. Les variations de taux d'intérêt sont limitées puisque la demande et l'offre varient dans le même sens. L'introduction de liens avec les autres taux d'intérêts ne semble pas changer les résultats.

En l'état actuel de cette modélisation, la titrisation semble avoir un impact assez limité sur l'économie réelle et sur la détermination du taux de change. Le calibrage devra être vérifié et soumis à des tests de robustesse plus poussés. Des investigations supplémentaires seront utiles concernant le comportement des banques (introduction d'une offre de crédit et de rationnement du crédit) et des prix des

actifs (actions et immobiliers). Pour finir, la financiarisation et les flux bruts de capitaux pourraient avoir un impact en cas de crise (notamment si l'on introduit les anticipations de change) lorsque, par exemple, les banques sont atteintes par des chocs asymétriques au niveau de leurs structures financières avec des conséquences possibles sur le rationnement du crédit et un impact direct sur la dynamique du taux de change.

## 6.4 Conclusions et perspectives

Entre le début des années 1980 et la fin des années 2000, nous avons assisté à une financiarisation de l'économie mondiale. Ce gonflement relatif de la sphère financière par rapport à l'économie réelle se retrouve dans les différents secteurs de l'économie domestique ainsi que dans les échanges internationaux d'actifs. Pour comprendre l'impact de cette financiarisation de l'économie mondiale sur les déséquilibres globaux, une analyse en termes de flux nets est incomplète comme le souligne Borio et Disyatat 2011 et Blanchard et Milesi-Ferretti 2012. En effet, une telle analyse ne rend pas entièrement compte des liens financiers systémiques entre les différentes économies au niveau international.

Dans la plupart des modèles macroéconomiques, l'importance des positions en termes brutes n'est pas suffisamment prise en compte. Ces flux bruts qui peuvent avoir un rôle majeur dans la compréhension des mécanismes qui sont à l'œuvre lors de période d'instabilité accompagnant, très souvent, le déclenchement des crises financières.

Ce chapitre a tenté, à travers une modélisation stock-flux à la Godley et Lavoie 2007b, de prendre en compte l'importance de la financiarisation de l'économie sur les déséquilibres globaux. Cette analyse en termes bruts pourrait permettre de mettre en évidence certains mécanismes macroéconomiques qui serait restés dans l'ombre autrement. Notamment, le rôle des banques commerciales dans la titrisation qui est représentée par une fonction d'offre d'obligation dans la version du modèle avec taux d'intérêt endogènes sur les obligations bancaires.

Un premier résultat se dégage concernant la dynamique du taux de change. Nous proposons une double détermination réelle-monétaire / flux-stock du change qui n'a pas encore été soulignée dans la littérature. En période de crise financière,

le change est soumis à des forces réelles et financières, à des effets flux-stock et à des effets de portefeuille qui peuvent se compenser ou se renforcer mutuellement. L'introduction d'anticipations de change avec agents hétérogènes constituerait une extension intéressante de ce travail.

# Conclusion Générale

La montée des déséquilibres internationaux des balances courantes, observée depuis le milieu des années 1990, a soulevé de nombreuses questions. L'objectif de cette thèse a été de répondre à certaines d'entre elles afin de contribuer à prévenir le retour de grands déséquilibres. Car si les déséquilibres des balances courantes sont repassées en dessous de la barre des 2% du PIB mondial (en valeur absolue) en 2009, les déséquilibres ont été plus importants en 2010 avec la relative stabilisation de l'économie mondiale et le reprise du commerce extérieur. Certains auteurs pensent que le retour de grands déséquilibres (dans des proportions plus importantes que les prévisions du FMI semblent l'envisager) n'est pas à exclure (Gagnon 2011). Les déséquilibres globaux constituent une menace pour la stabilité macro-économique et macro-financière internationale de l'économie mondiale.

Le premier chapitre a cherché à déterminer dans quelle mesure les déséquilibres des balance courantes sont reflétés dans des mésalignements de taux de change au niveau mondial et au sein de la zone euro à l'aide d'une approche FEER qui traite les pays de manière symétrique. Nous avons confirmé la surévaluation du dollar depuis le milieu des années 2000 et la sous-évaluation croissante du yuan depuis le milieu des années 1990. Au sein de la zone euro, alors que l'euro est proche de l'équilibre, la surévaluation croissante des pays déficitaires (France, Italie, Espagne, Portugal, Irlande, Grèce) fait face à la sous-évaluation croissante des pays excédentaires (Allemagne, Pays-Bas, Autriche, Finlande) depuis le milieu des années 2000.

Le second chapitre a visé à étudier de manière attentive les liens temporels entre

les deux principales approches de taux de change d'équilibre, à savoir, l'approche BEER et l'approche FEER. Nous avons testé empiriquement un cadre théorique introduit par Driver et Westaway 2004 qui stipule une relation de long terme entre le FEER (considéré comme un équilibre de flux où la balance courante est stabilisée mais pas nécessairement égale à zéro) et le BEER (considéré comme un équilibre stock-flux où la balance courante est égale à zéro et donc la position extérieure nette est stabilisée en % du PIB). Cette relation de long terme n'exclut pas des divergences de court terme comme entre les flux et les stock. Nous avons identifié plusieurs raisons économiques qui se cachent derrière les divergences de court terme telles que la formation des prix internationaux et ses effets sur la balance courante et/ou les effets de valorisation et ses effets sur la position extérieure nette. Ce résultat est important si on utilise ces approches pour mettre en place des mesures de rétorsion envers des pays accusés de concurrence déloyale.

Le troisième chapitre a tenté de répondre empiriquement à une question importante concernant l'approche FEER introduite par Williamson 1994. Pourquoi établir des zones cibles vers lesquelles on cherchera à réajuster les taux de change si les taux de change cibles ne sont reliés ni à court terme, ni à long terme aux taux de change réels observés ? Nous répondons empiriquement à cette question en mettant en évidence une relation de long terme entre taux de change observés et taux de change fondamentaux. Le FEER affecte positivement la dynamique du taux de change dès lors il peut être considéré comme une approche alternative valable à la PPA dans l'explication des tendances de moyen et long terme des taux de change réels. Ce résultat entre en résonance avec les résultats du second chapitre et indique que l'approche FEER devrait être utilisée en complémentarité avec d'autres approches de taux de change d'équilibre dans le cadre de la surveillance des déséquilibres financiers internationaux.

Le quatrième chapitre a analysé l'impact de l'évolution des politiques d'ouverture du compte financier sur les déséquilibres globaux. Nous avons utilisé deux mesures de l'ouverture financière : une mesure *de jure*, l'indice $KAOPEN$ (Chinn et Ito 2002, 2006) et une mesure *de facto*, la position extérieure brute (mesurée comme la somme des actifs et passifs étrangers). À l'aide de données de panel, nous avons mis en évidence un effet asymétrique de l'ouverture financière sur les balances courantes de moyen terme. En augmentant les opportunités d'investis-

sements à l'étranger, l'ouverture financière relative a eu un impact positif sur les balances courantes de moyen terme des pays industrialisés (en raison de pressions baissières sur les taux d'investissement domestiques). Inversement, l'ouverture financière relative a eu un impact négatif sur les déséquilibres courants de moyen terme des pays émergents (en raison de pressions haussières sur les taux d'investissement domestiques). Pour un certain nombre de pays industrialisés, l'évolution de l'ouverture financière relative (qui a diminué depuis le milieu des années 1980 puisque ces pays avaient déjà libéralisé leurs comptes financiers et que la moyenne mondiale a suivi une tendance positive) a eu un impact négatif sur les balances courantes à moyen terme. Pour les pays du Sud-Est asiatique, l'évolution de l'ouverture financière relative (qui a diminué depuis le milieu des années 1980 puisque ces pays ont libéralisé leurs comptes financiers plus lentement que la moyenne mondiale) a eu un impact positif sur les balances courantes à moyen terme. L'évolution de l'ouverture financière domestique et étrangère a permis d'augmenter les balances courantes de moyen terme en valeur absolue.

Les trois premiers chapitres ont souligné la nécessité d'une coopération internationale en matière de taux de change pour prévenir le retour de grands déséquilibres dans les années à venir. Ils sont focalisés sur les ajustements en termes de taux de change. En compléments ces approches, nous avons utilisé des approches qui analysent les déséquilibres globaux d'un autre point de vue. La modélisation stock-flux cohérente (Godley et Lavoie 2007b) a permis, en partant d'une situation de déséquilibres courants initiale, d'analyser les ajustements en termes de niveaux d'activité et en termes de dynamique du taux de change.

Le cinquième chapitre a étudié la question des ajustements dans une union monétaire caractérisée par une forte hétérogénéité. En effet, dans le premier chapitre, nous avons établi que la zone euro était affecté d'un forte hétérogénéité en termes de mésalignements. Les pays d'Europe du Sud sont de plus en plus surévalués et les pays d'Europe du Nord sont de plus en plus sous-évalués. Privés de l'instrument du taux de change, qui a joué, historiquement un rôle important dans les ajustements, des mécanismes alternatifs sont proposés comme la flexibilité des prix ou la flexibilité des salaires. Ces mécanismes permettent un retour à l'équilibre lent et partiel surtout lorsqu'ils sont implémentés dans des pays interdépendants (Mazier et Saglio 2008) et sont couteux en termes d'emploi. La situation des mésa-

lignements intra-européens est équivalente à des transferts implicite du Sud vers le Nord. Une sous-évaluation est équivalente à des taxes sur les importations combinées à des subventions à l'exportation. Nous avons donné une évaluation empirique des transferts implicites au sein de la zone euro et nous les avons comparé avec une évaluation actualisée pour les années 2000 du mécanisme d'assurance budgétaire proposé par Italianer et Pisani-Ferry 1992. Depuis le milieu des années 2000, les pays d'Europe du Sud ont supporté des coûts supplémentaires importants, tandis que, les pays d'Europe du Nord ont reçu, en contrepartie, d'importants allègements de coûts. Le coût du mécanisme d'assurance budgétaire serait limité et finançable dans le cadre de l'Union européenne mais la question de sa durée et de son efficacité reste posée. L'effet des transferts fédéraux a été examiné à l'aide d'un modèle SFC d'une union monétaire à deux pays de taille asymétrique. Nous avons introduit un budget fédéral avec des transferts sociaux fédéraux, des dépenses publiques fédérales et des euro-obligations. Cela a permis d'étudier l'effet stabilisateur du système d'assurance budgétaire. L'effet stabilisateur du budget fédéral et/ou des euro-obligations est confirmée en cas de choc asymétrique de compétitivité lié à une surévaluation du taux de change.

Le dernier chapitre, plus exploratoire, a tenté, à travers un modèle SFC, de modéliser les effets de la financiarisation à travers les flux bruts de capitaux notamment en ce qui concerne les transactions de portefeuille des banques commerciales. Comme le soulignent Borio et Disyatat 2011 et Blanchard et Milesi-Ferretti 2012, les flux bruts de capitaux peuvent avoir un rôle important sur les déséquilibres internationaux dans la mesure où ils augmentent le risque systémique et de fuite des capitaux au sein des pays de grande taille et dans la mesure où ils sont fortement impliqués dans les mouvements financiers internationaux. Les résultats préliminaires indiquent que les flux bruts de capitaux pourraient avoir un rôle important sur l'instabilité de l'ajustement du niveau d'activité, du taux de change et de la balance courante. Un premier résultat se dégage concernant la dynamique du taux de change. Nous proposons une double détermination réelle-monétaire / flux-stock du change qui n'a pas encore été soulignée dans la littérature. En période de crise financière, le change est soumis à des forces réelles et financières, à des effets flux-stock et à des effets de portefeuille qui peuvent se compenser ou se renforcer mutuellement.

L'économie mondiale est sur la brèche, la reprise attendue tarde à venir, le commerce mondial montre des signes d'essoufflement marqués. La surveillance des déséquilibres financiers internationaux dans le cadre d'une coopération monétaire internationale semble être cruciale dans une perspective de retour de la croissance à plus ou moins court terme. Il apparait clairement que la résolution des déséquilibres ne peut se faire qu'à l'échelle internationale, c'est pour cela qu'il vaut mieux privilégier les approches de type systémique pour analyser ce type de problème. De plus, la crise qui secoue actuellement la zone euro possède des causes sous-jacentes macro-économiques qui ne peuvent être traitées que dans le moyen et long terme en parallèle des mesures strictement financières. Le retour de la croissance économique et de la stabilité financière de la première zone économique du monde sont des conditions nécessaires pour relancer l'économie mondiale.

# Bibliographie


Aflouk, Nabil, Jeong, Se-Eun, Mazier, Jacques et Saadaoui, Jamel. 2010. « Exchange Rate Misalignments and International Imbalances : a FEER Approach for Emerging Countries ». *Économie Internationale* vol. 124 (n° 4) : 31–74. (Cf. pages 51, 81).

Ahearne, Alan, Cline, William R., Lee, Kyung Tae, Park, Yung Chul, Pisani-Ferry, Jean et Williamson, John H. 2007. *Global Imbalances : Time for Action.* Policy Brief 07-4. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 16, 30).

Allen, Polly et Stein, Jerome. 1997. *Fundamental Determinants of Exchange Rates.* Oxford University Press. (Cf. pages 15, 52).

Arellano, Manuel et Bond, Stephen. 1991. « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations ». *Review of Economic Studies* vol. 58 (n° 2) : 277–297. (Cf. page 103).

Arellano, Manuel et Bover, Olympia. 1995. « Another look at the instrumental variable estimation of error-components models ». *Journal of Econometrics* vol. 68 (n° 1) : 29–51. (Cf. page 103).

Asdrubali, Pierfederico et Kim, Soyoung. 2004. « Dynamic risksharing in the United States and Europe ». *Journal of Monetary Economics* vol. 51 (n° 4) : 809–836. (Cf. pages 117, 118).

Barisone, Giacomo, Driver, Rebecca L. et Wren-Lewis, Simon. 2006. « Are our FEERs justified ? » *Journal of International Money and Finance* vol. 25 (n° 5) : 741–759. (Cf. pages 59, 80, 82, 126).

Belke, Ansgar et Dreger, Christian. 2011. *Current Account Imbalances in the Euro Area : Catching up or Competitiveness ?* Discussion Paper 1106. DIW Berlin. (Cf. page 130).

Bénassy-Quéré, Agnès, Béreau, Sophie et Mignon, Valérie. 2009a. « Robust Estimations Of Equilibrium Exchange Rates Within The G20 : A Panel BEER Approach ». *Scottish Journal of Political Economy* vol. 56 (n° 5) : 608–633. (Cf. page 55).

———. 2009b. « Taux de change d'équilibre. Une question d'horizon ». *Revue économique* vol. 60 (n° 3) : 657–666. (Cf. pages 54, 59).

Béreau, Sophie, Villavicencio, Antonia López et Mignon, Valérie. 2010. « Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value : A panel smooth transition error correction modelling ». *Economic Modelling* vol. 27 (n° 1) : 404–416. (Cf. page 54).

Bergsten, Fred. 2010. *We can fight fire with fire on the renminbi.* Financial Times. (Cf. page 6).

Bernanke, Ben S. 2005. *The global saving glut and the* U.S. *current account deficit.* Sandrige Lecture. Virginia Association of Economics. (Cf. pages 10, 99).

Blanchard, Olivier, Giavazzi, Francesco et Sa, Filipa. 2005. « International Investors, the U.S. Current Account, and the Dollar ». *Brookings Papers on Economic Activity* vol. 36 (n° 1) : 1–66. (Cf. page 72).

Blanchard, Olivier et Milesi-Ferretti, Gian Maria. 2012. « (Why) Should Current Account Balances Be Reduced ? » *IMF Economic Review* vol. 60 (n° 1) : 139–150. (Cf. pages 2, 4, 12, 192, 198).

Blundell, Richard et Bond, Stephen. 1998. « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models ». *Journal of Econometrics* vol. 87 (n° 1) : 115–143. (Cf. page 103).

Borio, Claudio et Disyatat, Piti. 2011. *Global imbalances and the financial crisis : Link or no link ?* BIS Working Paper 346. Bank for International Settlements. (Cf. pages 166, 192, 198).

Borowski, Didier et Couharde, Cécile. 2003. « The Exchange Rate Macroeconomic Balance Approach : New Methodology and Results for the Euro, the Dollar, the Yen and the Pound Sterling ». *Open Economies Review* vol. 14 (n° 2) : 169–190. (Cf. page 17).

Bouveret, Antoine, Mestiri, Sana et Sterdyniak, Henri. 2006. « La valeur du yuan. Les paradoxes du taux de change d'équilibre ». *Revue de l'OFCE* vol. 98 (n° 3) : 77–127. (Cf. pages 16, 35).

Breitung, Jorg. 2000. « The local power of some unit root tests for panel data ». Dans *Advances in Econometrics, Vol. 15 : Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels,* 161–178. JAI Press. (Cf. pages 82, 128, 217, 242).

Breusch, Trevor et Pagan, Adrian Rodney. 1980. « The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics ». *Review of Economic Studies* vol. 47 (n° 1) : 239–53. (Cf. page 87).

Bussière, Matthieu, Ca' Zorzi, Michele, Chudík, Alexander et Dieppe, Alistair. 2010. *Methodological advances in the assessment of equilibrium exchange rates.* Working Paper 1151. European Central Bank. (Cf. page 53).

Carmignani, Fabrizio. 2008. « Does capital account liberalisation promote economic growth ? Evidence from system estimation ». *Economics Bulletin* vol. 6 (n° 49) : 1–13. (Cf. page 102).

Cartapanis, André. 2010. « Zone euro et union monétaire : dix ans plus tard, un rendez-vous manqué ? » *Revue d'économie politique* vol. 120 (n° 2) : 237–246. (Cf. page 117).

———. 2011. « Est-ce réellement une bonne idée de vouloir réduire les déséquilibres globaux en temps de crise ? » *Revue d'économie financière* vol. 103 (n° 3) : 197–209. (Cf. page 4).

Cheung, Yin-Wong, Chinn, Menzie et Fujii, Eiji. 2009. « Pitfalls in Measuring Exchange Rate Misalignment ». *Open Economies Review* vol. 20 (n° 2) : 183–206. (Cf. page 53).

Chinn, Menzie D. 2011. *Evidence on Financial Globalization and Crises : Global Imbalances.* Working Paper 2011-002. University of Wisconsin-Madison. (Cf. page 98).

———. 2012. « Macro Approaches to Foreign Exchange Determination ». Dans *Handbook of Exchange Rates,* 45–72. John Wiley & Sons. (Cf. page 184).

Chinn, Menzie D. et Ito, Hiro. 2002. *Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development : Cross Country Evidence.* NBER Working Paper 8967. National Bureau of Economic Research. (Cf. pages 11, 96, 103, 105, 196).

———. 2006. « What matters for financial development ? Capital controls, institutions, and interactions ». *Journal of Development Economics* vol. 81 (n° 1) : 163–192. (Cf. pages 96, 103, 105, 196).

———. 2007. « Current account balances, financial development and institutions : Assaying the world saving glut ». *Journal of International Money and Finance* vol. 26 (n° 4) : 546–569. (Cf. pages 103, 235).

Chinn, Menzie et Prasad, Eswar. 2003. « Medium Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries : an Empirical Exploration ». *Journal of International Economics* vol. 59 (n° 1) : 47–76. (Cf. pages 19, 28, 29, 100).

Choi, In. 2001. « Unit root tests for panel data ». *Journal of International Money and Finance* vol. 20 (n° 2) : 249–272. (Cf. pages 82, 128, 217, 242).

Clarida, Richard H. 2005. « Japan, China, and the U.S. Current Account Deficit ». *Cato Journal* vol. 25 (n° 1) : 111–114. (Cf. pages 10, 99).

Clark, Peter et MacDonald, Ronald. 1998. *Exchange Rates and Economic Fundamentals - A Methodological Comparison of BEERs and FEERs.* IMF Working Paper 98/67. International Monetary Fund. (Cf. pages 8, 15, 52, 56, 60, 80, 123).

Clévenot, Mickaël, Guy, Yann et Mazier, Jacques. 2010. « Investment and the rate of profit in a financial context : the French case ». *International Review of Applied Economics* vol. 24 (n° 6) : 693–714. (Cf. page 147).

Cline, William R. 2008. *Estimating Consistent Fundamental Equilibrium Exchange Rates.* Working Paper 08-6. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 8, 15, 17, 48, 123).

Cline, William R. et Williamson, John H. 2008. *New Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates.* Policy Brief 08-7. Peterson Institute for International Economics. (Cf. page 19).

———. 2010a. *Currency Wars ?* Policy Brief 10-26. Peterson Institute for International Economics. (Cf. page 79).

———. 2010b. *Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates, May 2010.* Policy Brief 10-15. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 58, 123).

———. 2011. *The Current Currency Situation.* Policy Brief 11-18. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 41, 123).

———. 2012. *Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates, May 2012.* Policy Brief 12-14. Peterson Institute for International Economics. (Cf. page 93).

Coudert, Virginie, Couharde, Cécile et Mignon, Valérie. 2012. *On currency misalignments within the euro area.* Working Paper 2012-07. CEPII research center. (Cf. pages 123, 125).

Couharde, Cécile et Mazier, Jacques. 2001. « The equilibrium exchange rates of European currencies and the transition to euro ». *Applied Economics* vol. 33 (n° 14) : 1795–1801. (Cf. page 49).

De Hoyos, Rafael E. et Sarafidis, Vasilis. 2006. « Testing for cross-sectional dependence in panel-data models ». *Stata Journal* vol. 6 (n° 4) : 482–496. (Cf. page 87).

Dées, Stéphane. 1999. *The Role of External Variables in the Chinese Economy ; Simulation from a Macroeconomic Model of China.* Working Paper 1999-09. CEPII. (Cf. page 27).

Delessy, Henri et Sterdyniak, Henri. 1996. « La nouvelle version de MIMOSA, modèle de l'économie mondiale ». *Revue de l'OFCE* vol. 58 (n° 1) : 103–155. (Cf. page 27).

Dooley, Michael P., Folkerts-Landau, David et Garber, Peter. 2003. *An Essay on the Revived Bretton Woods System.* NBER Working Paper 9971. National Bureau of Economic Research. (Cf. pages 11, 99).

———. 2007. « Direct Investment, Rising Real Wages and the Absorption of Excess Labor in the Periphery ». Dans *G7 Current Account Imbalances : Sustainability and Adjustment,* 103–132. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research. (Cf. pages 11, 99).

Driver, Rebecca L. et Westaway, Peter F. 2004. *Concepts of equilibrium exchange rates.* Working Paper 248. Bank of England. (Cf. pages 8, 52, 54, 58, 59, 76, 196).

Dunaway, Steven, Leigh, Lamin et Li, Xiangming. 2009. « How Robust Are Estimates Of Equilibrium Real Exchange Rates : The Case Of China ». *Pacific Economic Review* vol. 14 (n° 3) : 361–375. (Cf. page 53).

Duwicquet, Vincent et Mazier, Jacques. 2010. « Financial integration and macroeconomic adjustments in a monetary union ». *Journal of Post Keynesian Economics* vol. 33 (n° 2) : 333–370. (Cf. pages 12, 119, 131, 143).

———. 2011. « Financial Integration and Stabilization in a Monetary Union Without or With Bank Rationing ». Dans *Contributions in Stock-flow Modeling : Essays in Honor of Wynne Godley,* 197–234. Palgrave Macmillan. (Cf. page 143).

Duwicquet, Vincent, Mazier, Jacques et Saadaoui, Jamel. 2012. *Exchange rate misalignments, fiscal federalism and redistribution : How to adjust in a monetary union.* 9th EUROFRAME conference on economic policy issues in the European Union. (Cf. page 117).

Eatwell, John. 2012. *Gross Financial Flows.* Working paper. AUGUR project. (Cf. page 166).

Eichengreen, Barry. 2001. « Capital Account Liberalization : What Do Cross-Country Studies Tell Us ? » *World Bank Economic Review* vol. 15 (n° 3) : 341–365. (Cf. page 101).

European Commission. 2007. *Quarterly report on the euro area.* Directorate General for Economic et Financial Affairs. (Cf. page 118).

Faruqee, Hamid et Isard, Peter. 1998. *Exchange Rate Assessment : Extensions to the Macroeconomic Balance Approach.* IMF Occasional Paper 167. International Monetary Fund. (Cf. pages 19, 28, 100).

Feldstein, Martin S. 2011. *The Role of Currency Realignments in Eliminating the US and China Current Account Imbalances.* NBER Working Papers 16674. National Bureau of Economic Research. (Cf. page 93).

Felipe, Jesus et Kumar, Utsav. 2011. *Unit Labor Costs in the Eurozone : The Competitiveness Debate Again.* Working Paper 651. Levy Economics Institute. (Cf. page 130).

Gagnon, Joseph E. 2011. *Current Account Imbalances Coming Back.* Working Paper 11-1. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 93, 195).

Gerlach, Stefan et Yiu, Matthew. 2004. « Estimating output gaps in Asia : A cross-country study ». *Journal of the Japanese and International Economies* vol. 18 (n° 1) : 115–136. (Cf. page 36).

Godley, Wynne. 1999. « Money and Credit in a Keynesian Model of Income Determination ». *Cambridge Journal of Economics* vol. 23 (n° 4) : 393–411. (Cf. pages 144, 176).

Godley, Wynne et Lavoie, Marc. 2006. « Comprehensive accounting in simple open economy macroeconomics with endogenous sterilization or flexible exchange rates ». *Journal of Post Keynesian Economics* vol. 28 (n° 2) : 241–276. (Cf. page 143).

———. 2007a. « A simple model of three economies with two currencies : the eurozone and the USA ». *Cambridge Journal of Economics* vol. 31 (n° 1) : 1–23. (Cf. page 190).

———. 2007b. *Monetary Economics : An Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth.* Palgrave Macmillan. (Cf. pages 7, 12, 119, 143, 162, 183, 192, 197).

Goldstein, Morris. 2010. *Confronting Asset Bubbles, Too Big to Fail, and Beggar-thy-Neighbor Exchange Rate Policies.* Policy Brief 10-3. Peterson Institute for International Economics. (Cf. page 6).

Hervé, Karine. 2000. *Comparaison des Comportements d'Exportations entre la Zone Euro, les États-Unis et le Japon.* Note B2-00-145/KH. Direction de la prévision. (Cf. page 27).

Im, Kyung So, Pesaran, M. Hashem et Shin, Yongcheol. 2003. « Testing for unit roots in heterogeneous panels ». *Journal of Econometrics* vol. 115 (n° 1) : 53–74. (Cf. pages 103, 104, 214).

Italianer, Alexander et Pisani-Ferry, Jean. 1992. « Systèmes budgétaires et amortissement des chocs régionaux : implications pour l'Union économique et monétaire ». *Économie Internationale* vol. 51 (n° 3) : 49–69. (Cf. pages 11, 117, 119, 137, 198).

Ito, Hiro et Chinn, Menzie. 2007. *East Asia and Global Imbalances : Saving, Investment, and Financial Development.* NBER Working Paper 13364. National Bureau of Economic Research. (Cf. page 105).

Jeong, Se-Eun et Mazier, Jacques. 2003. « Exchange Rate Regimes and Equilibrium Exchange Rates in East Asia ». *Revue économique* vol. 54 (n° 5) : 1161–1182. (Cf. pages 17, 18, 41, 55).

Jeong, Se-Eun, Mazier, Jacques et Saadaoui, Jamel. 2010a. *Exchange Rate Misalignments at World and European Levels : a FEER Approach.* Document de travail 2010-03. CEPN. (Cf. page 13).

———. 2010b. « Exchange Rate Misalignments at World and European Levels : a FEER Approach ». *Économie Internationale* vol. 121 (n° 3) : 25–58. (Cf. pages 13, 118, 131).

Keynes, John Maynard. 1969. *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie.* Payot.

Kose, M. Ayhan, Prasad, Eswar, Rogoff, Kenneth S. et Wei, Shang-Jin. 2006. *Financial Globalization : A Reappraisal.* NBER Working Paper 12484. National Bureau of Economic Research. (Cf. page 102).

Kwack, Sung Yeung, Ahn, Choong Y., Lee, Young S. et Yang, Doo Y. 2007. « Consistent estimates of world trade elasticities and an application to the effects of Chinese Yuan (RMB) appreciation ». *Journal of Asian Economics* vol. 18 (n° 2) : 314–330. (Cf. page 214).

Lavoie, Marc. 2003. « A Fully Coherent Post-Keynesian Model of the Euro Zone ». Dans *Globalisation, Regionalism and Economic Activity,* 98–126. Edward Elgar Publishing. (Cf. page 143).

Lavoie, Marc et Daigle, Gauthier. 2011. « A Behavioural Finance Model Of Exchange Rate Expectations Within A Stock-Flow Consistent Framework ». *Metroeconomica* vol. 62 (n° 3) : 434–458. (Cf. pages 171, 179).

Lee, Jaewoo, Milesi-Ferretti, Gian Maria, Ostry, Jonathan David, Prati, Alessandro et Ricci, Luca Antonio. 2008. *Exchange Rate Assessments :* CGER *Methodologies.* IMF Occasional Paper 261. International Monetary Fund. (Cf. pages 9, 28, 100).

Levin, Andrew, Lin, Chien-Fu et Chu, Chia-Shang James. 2002. « Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties ». *Journal of Econometrics* vol. 108 (n° 1) : 1–24. (Cf. pages 82, 128, 217, 242).

López-Villavicencio, Antonia, Mazier, Jacques et Saadaoui, Jamel. 2012a. « Dimension temporelle et taux de change d'équilibre. Une application au cas des États-Unis ». *Revue économique* vol. 63 (nº 3) : 535–544. (Cf. page 51).

———. 2012b. « Temporal Dimension and Equilibrium Exchange Rate : a FEER / BEER Comparison ». *Emerging Markets Review* vol. 13 (nº 1) : 58–77. (Cf. pages 51, 125).

Maddala, G. S. et Wu, Shaowen. 1999. « A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol. 61 (nº S1) : 631–652. (Cf. pages 82, 128, 217, 242).

Mattoo, Aaditya et Subramanian, Arvind. 2008. *Currency Undervaluation and Sovereign Wealth Funds : A New Role for the World Trade Organization.* Working Paper 08-2. Peterson Institute for International Economics. (Cf. page 6).

Mazier, Jacques et Saglio, Sophie. 2008. « Interdependency and Adjustments in the European Union ». *International Review of Applied Economics* vol. 22 (nº 1) : 17–44. (Cf. pages 27, 118, 197).

Mohaddes, Kamiar, Raissi, Mehdi et Cavalcanti, Tiago. 2012. *Commodity Price Volatility and the Sources of Growth.* IMF Working Paper 12/12. International Monetary Fund. (Cf. page 89).

Pain, Nigel, Mourougane, Annabelle, Sédillot, Franck et Le Fouler, Laurence. 2005. *The New OECD International Trade Model.* Working paper 440. OECD. (Cf. page 27).

Pedroni, Peter. 1999. « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol. 61 (nº S1) : 653–670. (Cf. pages 80–82, 128, 218).

———. 2000. *Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels.* Working Paper 2000-03. Department of Economics, Williams College. (Cf. page 87).

———. 2001. « Purchasing Power Parity Tests In Cointegrated Panels ». *The Review of Economics and Statistics* vol. 83 (nº 4) : 727–731. (Cf. pages 60, 81).

Persyn, Damiaan et Westerlund, Joakim. 2008. « Error-correction based cointegration tests for panel data ». *Stata Journal* vol. 8 (n° 2) : 232–241. (Cf. pages 87, 129).

Pesaran, M. Hashem. 2006. « Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure ». *Econometrica* vol. 74 (n° 4) : 967–1012. (Cf. page 89).

———. 2007. « A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence ». *Journal of Applied Econometrics* vol. 22 (n° 2) : 265–312. (Cf. pages 88, 127, 128).

Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol et Smith, Ron P. 1999. « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels ». *Journal of the American Statistical Association* vol. 94 (n° 446) : 621–634. (Cf. pages 60, 81, 82).

Plihon, Dominique. 2006. *Les taux de change.* La Découverte.

Quinn, Dennis P. et Toyoda, A. Maria. 2008. « Does Capital Account Liberalization Lead to Growth ? » *Review of Financial Studies* vol. 21 (n° 3) : 1403–1449. (Cf. page 102).

Rubaszek, Michal et Rawdanowicz, Lukasz. 2009. « Economic convergence and the fundamental equilibrium exchange rate in central and eastern Europe ». *International Review of Financial Analysis* vol. 18 (n° 5) : 277–284. (Cf. page 54).

Saadaoui, Jamel. 2011a. « Exchange Rate Dynamics and Fundamental Equilibrium Exchange Rates ». *Economics Bulletin* vol. 31 (n° 3) : 1993–2005. (Cf. pages 79, 126).

———. 2011b. *Global Imbalances and Capital Account Openness : an Empirical Analysis.* Document de travail 2011-18. CEPN. (Cf. page 95).

Schnatz, Bernd. 2011. « Global Imbalances And The Pretence Of Knowing Fundamental Equilibrium Exchange Rates ». *Pacific Economic Review* vol. 16 (n° 5) : 604–615. (Cf. page 53).

Serven, Luis et Nguyen, Ha. 2010. *Global imbalances before and after the global crisis.* Policy Research Working Paper 5354. The World Bank. (Cf. page 95).

Sevestre, Patrick. 2002. *Econométrie des données de panel.* Dunod. (Cf. pages 103, 105).

Taylor, Lance. 2004. *Reconstructing Macroeconomics : Structuralist Proposals and Critiques of the Mainstream.* Harvard University Press. (Cf. page 183).

The Economist. 2010. *Finally, a talking-shop worth having.* The Economist Newspaper Limited, novembre. (Cf. page 116).

———. 2012. *Autumn renewal ?* The Economist Newspaper Limited, septembre. (Cf. pages 119, 137).

Tobin, James. 1969. « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory ». *Journal of Money, Credit and Banking* vol. 1 (n° 1) : 15–29. (Cf. pages 144, 176).

Trichet, Jean Claude. 2007. *Le processus d'intégration européenne.* Interview. Fondation Jean Monnet pour l'Europe, Direction de la communication, BCE. (Cf. page 118).

Westerlund, Joakim. 2007. « Testing for Error Correction in Panel Data ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol. 69 (n° 6) : 709–748. (Cf. pages 88, 129).

Williamson, John. 1983. *The Exchange Rate System.* Institute for International Economics. (Cf. pages 14, 15, 79).

———. 1994. *Estimating Equilibrium Exchange Rates.* Peterson Institute Press. Peterson Institute for International Economics. (Cf. pages 7, 52, 79, 119, 196).

———. 2012. « Rules for Correcting External Imbalances ». *Open Economies Review* vol. 23 (n° 1) : 151–161. (Cf. page 5).

Wren-Lewis, Simon et Driver, Rebecca. 1998. *Real Exchange Rates for the Year 2000.* Institute for International Economics. (Cf. page 27).

Zhou, Su. 1993. « Fundamental equilibrium exchange rates and exchange rate dynamics ». *Open Economies Review* vol. 4 (n° 2) : 189–209. (Cf. pages 9, 80, 82, 93, 126).

Annexe A

# Écart entre balance observée et balance d'équilibre

$$b_i = \left(\frac{B_i}{P_i Y_i}\right) - \left(\frac{B_i^e}{P_i^e Y_i^e}\right) = d\left(\frac{B_i}{P_i Y_i}\right) = \mu_i d\left(\frac{B_i}{PM_i M_i}\right)$$

$$b_i = \mu_i d\left[\left(\frac{PX_i X_i}{PM_i M_i}\right) - 1 - \left(\frac{EP_{pet} M_{peti}}{PX_i X_i}\right)\left(\frac{PX_i X_i}{PM_i M_i}\right) - \left(\frac{i_i E_i F_i}{PX_i X_i}\right)\left(\frac{PX_i X_i}{PM_i M_i}\right)\right]$$

$$b_i = \mu_i d T_i \left(1 - \sigma_{petxi} - \sigma_{xi}\right)$$

$$b_i = \mu_i T_i \left(1 - \sigma_{petxi} - \sigma_{xi}\right)\left(px_i + x_i - pm_i - m_i\right)$$

# Source des données

| *Variable* | *Source* |
|---|---|
| *CAS* | Perspectives de l'économie mondiale, FMI, avril 2012. |
| *NFA* | Base de données de P.R. Lane et G.M. Milesi-Ferretti, 2009. |
| *CDR, ODR* | Perspectives de la population mondiale, Révision 2010, ONU. |
| *OG* | Perspectives économiques, OCDE, mai 2012. |

# Élasticités du commerce extérieur

| | | $\varepsilon_x$ | $\varepsilon_m$ | $\alpha_x$ | $\alpha_m$ | $\eta_x$ | $\eta_m$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Japon* | *MIMOSA* | 1,26 | 1,47 | 0,19 | 0,56 | 1,01 | 1,50 |
| | *NIGEM* | 1,19 | 0,61 | 0,24 | 1,00 | 1,00 | 1,69 |
| | *Wren-Lewis* | 1,36 | 1,16 | 0,16 | 0,78 | 0,91 | 1,20 |
| | *OCDE* | 1,05 | 0,40 | 0,28 | 0,51 | 1,00 | 1,00 |
| *Chine* | *Dées* | 0,71 | 1,02 | 0,56 | 0,66 | 0,75 | 1,04 |
| | *Brillet* | 0,66 | 0,46 | 0,85 | 0,60 | 1,00 | 0,98 |
| | *OCDE* | 1,50 | 0,50[a] | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,57[a] |
| *États-Unis* | MIMOSA | 0,91 | 1,44 | 0,09 | 0,50 | 1,04 | 1,56 |
| | *NIGEM* | 0,52 | 0,61 | 0,00 | 1,00 | 1,00 | 2,52 |
| | *Wren-Lewis* | 0,96 | 1,35 | 0,19 | 0,55 | 1,12 | 2,00 |
| | *OCDE* | 0,60 | 0,33 | 0,07 | 0,36 | 1,00 | 1,00 |
| *Royaume-Uni* | *MIMOSA* | 0,70 | 1,33 | 0,07 | 0,59 | 0,87 | 1,82 |
| | *Wren-Lewis* | 1,26 | 0,22 | 0,71 | 0,75 | 0,91 | 2,00 |
| | *OECD* | 0,60 | 0,28 | 0,47 | 0,79 | 1,00 | 1,00 |
| *Zone euro* | *BCE* | 0,50 | 0,81 | 0,50 | 0,51 | 1,00 | 0,51[b] |
| | *Hervé* | 1,39 | 0,30 | 0,75 | 0,64 | 1,05 | 1,06 |
| *RdM* | *Ad hoc* | 1,00 | 1,00 | 0,50 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| | *Nos estimations* | 0,58 | 1,66 | 0,65 | 1,02 | 1,00 | 1,35 |

[a] Kwack et al. 2007 .

[b] Importations en volume non-pétrolières.

# Tests de racine unitaire en panel

| *Variables* | *CAS* | *NFA* | *CDR* | *ODR* | *OG* |
|---|---|---|---|---|---|
| *Pays industrialisés* | -2,16** | -1,20*** | -3,83*** | -11,29*** | -7,65*** |
| *Pays émergents* | -3,44*** | -9,49*** | -2,25** | -8,76*** | -14,32*** |

Source : estimations de l'auteur. *** = significatif à 1% , ** = significatif à 5%, le rejet de l'hypothèse nulle (de présence de racine unitaire) en utilisant le test de Im, Pesaran et Shin 2003, nous conduit à rejeter la non-stationnarité des séries.

# Tests de sensibilité

Pour considérer les incertitudes qui entourent les estimations des équilibres externes et internes et la mesure des élasticités du commerce extérieur, trois types de tests de sensibilité ont été réalisés :

- une augmentation de la cible de balance courante de 1% du PIB ($bc$) ;
- une augmentation de la production potentielle de 1% du PIB ($y^e$) ;
- une augmentation de l'élasticité prix à l'exportation de 20% ($\varepsilon_x$) ;
- une augmentation de l'élasticité prix à l'importation de 20% ($\varepsilon_m$).

| | $bc$ | $y^e$ | $\varepsilon x$ | $\varepsilon x$ |
|---|---|---|---|---|
| *FRA* | 0,0242 | 0,0049 | 0,0047 | 0,0048 |
| *GER* | 0,0116 | 0,0026 | 0,0051 | 0,0031 |
| *ITA* | 0,0101 | 0,0025 | 0,0011 | 0,0020 |
| *SPA* | 0,0176 | 0,0051 | 0,0101 | 0,0091 |
| *AUT* | 0,0107 | 0,0011 | 0,0022 | 0,0022 |
| *FIN* | 0,0100 | 0,0034 | 0,0061 | 0,0074 |
| *IRL* | 0,0038 | 0,0017 | 0,0021 | 0,0008 |
| *NLD* | 0,0044 | 0,0033 | 0,0014 | 0,0006 |
| *PRT* | 0,0184 | 0,0054 | 0,0079 | 0,0110 |

Source : calculs de l'auteur. Écarts en valeur absolue par rapport à la simulation de base.

Plusieurs informations peuvent-être soulignées du tableau ci-dessus :

- La sensibilité aux estimations de production potentielle est limitée. Une production potentielle plus élevée et, par conséquent, une augmentation de la sous-utilisation des capacités productives entraine une surévaluation plus marquée de la monnaie. L'élasticité est comprise entre -0,1 et -0,5, ce qui signifie qu'une sous-utilisation des capacités productives de 1 % entraine une augmentation de la surévaluation comprise entre 0,1 et 0,5% ;
- La sensibilité aux estimations de cible de balance courante est modérée. Une augmentation de la cible de balance courante [correspond a une réduction l'écart $b$] entraine une surévaluation de la monnaie concernée. Cet effet est s'affaiblit lorsque la part des exportations dans le PIB et l'élasticité de la balance courante au taux de change réel est forte ;
- La sensibilité aux élasticités prix à l'exportation et à l'importation sont,

également, faibles. Dans l'ensemble, des élasticité prix à l'exportation plus fortes signifient que des variations plus faibles de taux de change permettent d'absorber un même montant de déséquilibre. La moyenne des résultats est exprimée en valeur absolue, ce qui signifie que l'ampleur des mésalignements est moins grandes avec des élasticités plus élevées. Ce résultat est rassurant en ce qui concerne les incertitudes existantes concernant l'estimation de ces paramètres.

Ces tests de sensibilité assure que l'approche FEER fournit d'assez robustes résultats en dépit des incertitudes entourant l'estimation des équilibres interne et externe et des paramètres des équations de commerce extérieur.

# Annexe B

## Tests de racine unitaire en panel

| *Test :* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Diff. :* | Non | Non | Non | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| *Var. Exo. :* | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune | Aucune |
| *Hyp. Nulle :* | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU |
| *RU Com. :* | Oui | Oui | Non | Non | Oui | Oui | Non | Non |
| $feer_{i,t}$ | 1,7 | 1,9 | 9,1 | 9,9 | -17,4*** | -13,7*** | 312,8*** | 363,9*** |
| $beer_{i,t}$ | 1,4 | 1,6 | 15,5 | 9,1 | -18,2*** | -15,5*** | 331,2*** | 394,9*** |

"RU" indique l'hypothèse nulle de présence de racine unité. Le symbole *** indique la stationnarité au sens statistique à 1%. Le tableau présente différents tests de racine unité en panel : Levin, Lin et Chu 2002 (LLC) ; Breitung 2000 ; Maddala et Wu 1999 and Choi 2001 pour les tests de racine unité en panel de type Fisher (F_ADF and F_PP). Source : calculs de l'auteur.

# Tests de cointégration en panel

| *Test de cointégration en panel (Pedroni 1999)* | |
|---|---|
| *Hypothèse nulle : Absence de cointégration* | |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs communs (dimension within)* | |
| *Panel-v* | -2,62 |
| *Panel-rho* | -2,40*** |
| *Panel-PP* | -4,14*** |
| *Panel-ADF* | -5,11*** |
| *Hypothèse alternative : Coefficient auto-régressifs individuels (dimension between)* | |
| *Group rho* | 0,17 |
| *Group PP* | -2,02** |
| *Group ADF* | -3,10*** |

*** indique le rejet de l'hypothèse nulle à 1% ; ** indique le rejet de l'hypothèse nulle à 5%.
Source : calculs de l'auteur.

# Relation de long terme entre FEERs et BEERs (pays émergents uniquement)

| | *Coefficient de long terme ($\beta$)* | *P-value* |
|---|---|---|
| *FMOLS* | 1,06*** | 0,00 |
| *DOLS* | 0,88*** | 0,00 |
| *PMG* | 0,87*** | 0,00 |
| *Test d'Hausman* | 0,03 | 0,86 |
| *Nombre d'individus* | 13 | - |
| *Nombre de périodes* | 26 | - |
| *Nombre d'observations* | 338 | - |

Le symbole *** indique la significativité au sens statistique à 1%. L'hypothèse nulle du test d'Hausman est l'homogénéité des coefficients de long terme. FMOLS correspond à l'estimation par le « Fully Modified Ordinary Least Square ». DOLS correspond à l'estimation par les moindres carrées dynamiques. PMG correspond à l'estimation par le « Pooled Mean Group ». Source : calculs de l'auteur.

# Annexe C

## Tests de causalité en panel

Nous testons la relation suivante :

$$reer_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} feer_{i,t} + u_{i,t}$$

où les variables en minuscule représentent des logarithmes népériens. Le modèle ARDL(1,1) associé à l'équation ci-dessus peut être écrit de la manière suivante :

$$reer_{i,t} = \delta_{0i} + \delta_{1i} feer_{i,t} + \delta_{2i} feer_{i,t-1} + \lambda_i reer_{i,t-1} + u_{i,t}$$

Nous pouvons réécrire l'équation précédente de la manière suivante :

$$\Delta reer_{i,t} = \lambda_i reer_{i,t-1} - reer_{i,t-1} + \delta_{0i} + (\delta_{1i} + \delta_{2i}) feer_{i,t} - \delta_{2i} \Delta feer_{i,t} + u_{i,t}$$

Le modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta reer_{i,t} = \phi_i (reer_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} feer_{i,t}) - \delta_{2i} \Delta feer_{i,t} + u_{i,t}$$

avec $\phi_i = -(1 - \lambda_i)$ ; $\theta_{0i} = \delta_{0i}/(1 - \lambda_i)$ ; $\theta_{1i} = (\delta_{1i} + \delta_{2i})/(1 - \lambda_i)$

Puisque l'estimateur PMG impose que les coefficients de long terme soient

constant pour tous les individus, alors qu'il autorise l'hétérogénéité de court terme, le modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta reer_{i,t} = \phi\left(reer_{i,t-1} - \theta_0 - \theta_1 feer_{i,t}\right) - \delta_{2i}\Delta feer_{i,t} + u_{i,t}$$

$$\Delta feer_{i,t} = \phi\left(feer_{i,t-1} - \theta_0 - \theta_1 reer_{i,t}\right) - \delta_{2i}\Delta reer_{i,t} + u_{i,t}$$

Nous estimons deux équations réciproques pour le test de causalité à l'aide de l'estimateur PMG (i.e. nous testons si le TCER cause le FEER et si le FEER cause le TCER). La règle de décision est la suivante : lorsque le terme à correction d'erreur est négatif et significatif alors l'hypothèse nulle de non-causalité est rejetée.

| *Tests de causalité en panel* | *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* |
|---|---|
| *FEER → TCER* | -0,24***(-7,30) |
| *TCER → FEER* | -0,38***(-6,37) |
| *Type de pays* | Industrialisés et Émergents |
| *Nombre d'observations* | 442 |

T-stats entre parenthèses. *** significatif à 1%. Source : calculs de l'auteur.

| *Tests de causalité en panel* | *Terme à correction d'erreur ($\phi$)* |
|---|---|
| *FEER → TCER* | -0,27***(-7,74) |
| *TCER → FEER* | -0,42***(-6,05) |
| *Type de pays* | Émergents |
| *Nombre d'observations* | 338 |

T-stats entre parenthèses. *** significatif à 1%. Source : calculs de l'auteur.

Nous pouvons conclure que :

- L'hypothèse de non-causalité est fortement rejetée dans tous les cas ;
- Les termes à correction d'erreur sont négatifs et significatifs, ce qui indique que la relation est bi-directionnelle ;
- Ces relations sont robustes aux types de pays.

D'une part, le premier type de causalité (FEER → TCER) pourrait révéler des évolutions conjoncturelles de la compétitivité puisque le TCER retourne à

l'équilibre (i.e. le FEER) à long terme. Par exemple, si un pays déprécie sa monnaie afin de lutter contre des problèmes de compétitivité après quelques périodes le TCER retourne au FEER si le pays ne prend pas des mesures spécifiques pour améliorer sa compétitivité à long terme. D'autre part, le second type de causalité (TCER $\rightarrow$ FEER) pourrait exprimer des évolutions structurelles de compétitivité puisque l'équilibre se déplace pour maintenir une relation stable avec le TCER (i.e. ils sont cointégrés). Si un pays expérimente une appréciation de sa monnaie reflétant une amélioration structurelle de sa compétitivité, le FEER va également s'apprécier. En d'autres termes, le pays en question pourra être concurrentiel sur les marchés étrangers avec des prix plus élevés grâce à l'augmentation structurelle de sa compétitivité.

En cas d'évolutions conjoncturelles de la compétitivité, la demie-vie [1] est égale à 3,2 ans (2,9 ans pour les pays émergents uniquement). Pour des évolutions structurelles de compétitivité, la demie-vie est égale à 2,1 ans (1,9 ans pour les pays émergents uniquement). Quand un pays expérimente une évolution conjoncturelle de sa compétitivité, il peut ralentir le retour à l'équilibre en cas d'évolution défavorable d'où des demie-vies plus longues.

1. Les demie-vies sont calculées en utilisant la formule suivante : $h = -\ln(0,5)/\ln(1+|\phi|)$. Elles correspondent aux nombres de périodes nécessaires pour qu'un écart (à l'équilibre de long terme) décroisse de 50%.

# Annexe D

## Source des données

| *Variable* | *Source* |
|---|---|
| *CA* | Perspectives de l'économie mondiale, FMI, avril 2012. |
| *GFA* | Base de données de P.R. Lane et G.M. Milesi-Ferretti, 2009. |
| *INV* | Indicateurs du développement mondial, Banque mondiale, 2011. |
| *KAOPEN* | Indice Chinn-Ito, 2010. |
| *OG* | Perspectives économiques, OCDE, mai 2012. |
| *PG* | Indicateurs du développement mondial, Banque mondiale, 2011. |

# Taux d'investissement domestique

| *Pays industrialisés* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| *Constant* | 22,97*** | 23,67*** | 22,89*** |
| | (0,47) | (0,39) | (0,47) |
| *ROG* | 0,59*** | 0,63*** | 0,57*** |
| | (0,17) | (0,10) | (0,18) |
| *RPG* | 1,03 | 2,62*** | 1,18 |
| | (0,76) | (0,78) | (0,75) |
| *RKAOPEN* | -1,04*** | -1,20*** | -0,69* |
| | (0,32) | (0,24) | (0,35) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,14 | 0,73 | 0,18 |
| *Nb. d'observations* | 108 | 108 | 108 |

La variable dépendante est le taux d'investissement domestique. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

| *Pays émergents* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* | *Effets fixes temporels* |
|---|---|---|---|
| *Constant* | 25,77*** | 22,43*** | 28,16*** |
| | (0,93) | (1,01) | (1,00) |
| *ROG* | 0,39* | 0,28* | 0,31 |
| | (0,21) | (0,16) | (0,24) |
| *RPG* | -1,62** | 1,38* | -3,75*** |
| | (0,73) | (0,82) | (0,92) |
| *RKAOPEN* | 0,74** | -0,23 | 0,99*** |
| | (0,32) | (0,24) | (0,29) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,87 | 0,68 | 0,79 |
| *Nb. d'observations* | 126 | 126 | 126 |

La variable dépendante est le taux d'investissement domestique. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

# Tests de robustesse

| | *GMM en différence* (*Pays industrialisés*) | *GMM en différence* (*Pays émergents*) |
|---|---|---|
| *CA(-1)* | 0,45*** | 0,13*** |
| | (0,03) | (0,06) |
| *RPG* | -2,55*** | $-2,08^{12\%}$ |
| | (0,53) | (1,31) |
| *ROG* | -0,61*** | -0,19* |
| | (0,04) | (0,10) |
| *RKAOPEN* | 0,84*** | -0,81*** |
| | (0,17) | (0,21) |
| *Effets temporels significatifs* | 92-95, 96-99, 00-03 | 96-99, 00-03 |
| *Nb. d'observations* | 72 | 84 |
| *Statistique J* | 11,95 | 5,22 |
| | [0,21] | [0,81] |

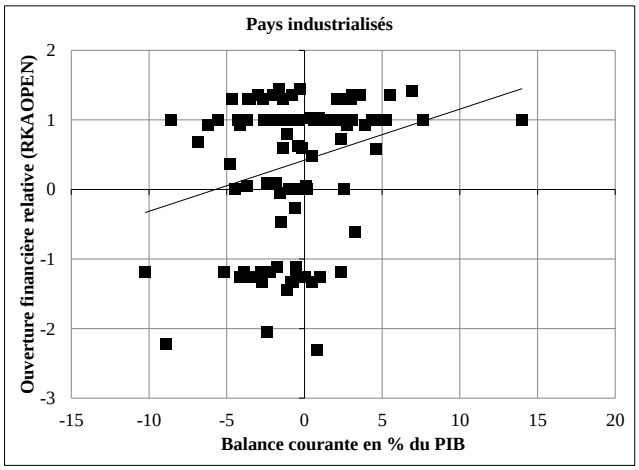
Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. La dernière ligne présente la statistique $J$ qui est la statistique du test de Sargan qui teste la validité des restrictions sur-identifiées. Les p-values sont entres crochets. Source : estimations de l'auteur.

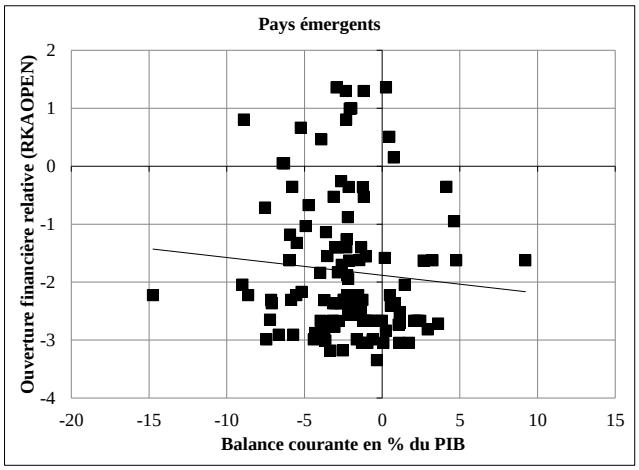
# Tests de robustesse (suite)

| | *GMM en système* (*Pays industrialisés*) | *GMM en système* (*Pays émergents*) |
|---|---|---|
| *CA(-1)* | 0,89*** | 0,35** |
| | (0,22) | (0,13) |
| *RPG* | -6,65** | -0,21 |
| | (2,63) | (1,09) |
| *ROG* | -0,83*** | -0,22 |
| | (0,27) | (0,17) |
| *RKAOPEN* | 1,44** | -1,01** |
| | (0,67) | (0,45) |
| *Nb. d'observations* | 90 | 105 |
| *Nb. d'instruments* | 17 | 15 |
| *AR(1)* | [0,00] | [0,02] |
| *AR(2)* | [0,66] | [0,22] |
| *Test de Sargan* | [0,15] | [0,44] |
| *Test d'Hansen* | [0,68] | [0,28] |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Les tests de Sargan et d'Hansen testent la validité des restrictions sur-identifiées. AR(1) et AR(2) représentent les tests d'auto-corrélation d'Arellano-Bond en première différence. Les p-values sont entres crochets. Source : estimations de l'auteur.

# Corrélation entre ouverture financière et balance courante




Source : calculs de l'auteur

# Estimations avec une mesure *de facto* de l'ouverture financière

| *Pays industrialisés* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* |
|---|---|---|
| *Constant* | -2,03*** | -0,96*** |
| | (0,13) | (0,23) |
| *RPG* | -2,57*** | -0,89** |
| | (0,52) | (0,39) |
| *ROG* | -0,56** | -0,55*** |
| | (0,17) | (0,11) |
| $\Delta RGFA$ | 0,01*** | 0,007*** |
| | (0,00) | (0,00) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,43 | 0,92 |
| *Nb. d'observations* | 90 | 90 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

| *Pays industrialisés* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* |
|---|---|---|
| *Constant* | -2,17*** | -1,77*** |
| | (0,10) | (0,25) |
| *RPG* | -2,23*** | -1,58*** |
| | (0,37) | (0,32) |
| *ROG* | -0,65*** | -0,59*** |
| | (0,37) | (0,10) |
| *RGFA* | 0,005*** | 0,007*** |
| | (0,0008) | (0,001) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,39 | 0,82 |
| *Nb. d'observations* | 108 | 108 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

# Estimations avec une mesure *de facto* de l'ouverture financière (suite)

| *Pays émergents* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* |
|---|---|---|
| *Constant* | -0,67 | -0,71** |
| | (0,48) | (0,34) |
| *RPG* | -1,20*** | -1,53*** |
| | (0,46) | (0,38) |
| *ROG* | -0,43*** | -0,34*** |
| | (0,11) | (0,05) |
| $\Delta RGFA$ | -0,02** | -0,02*** |
| | (0,00) | (0,00) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,23 | 0,70 |
| *Nb. d'observations* | 105 | 105 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

| *Pays émergents* | *MCO empilées* | *Effets fixes individuels* |
|---|---|---|
| *Constant* | -1,41*** | 0,09 |
| | (0,44) | (0,65) |
| *RPG* | -1,26*** | -2,70*** |
| | (0,37) | (0,38) |
| *ROG* | -0,40*** | -0,38*** |
| | (0,08) | (0,13) |
| *RGFA* | -0,02*** | -0,01[12%] |
| | (0,003) | (0,007) |
| $R^2$ *ajusté* | 0,43 | 0,45 |
| *Nb. d'observations* | 126 | 126 |

Les variables dépendantes et indépendantes sont des moyennes sans chevauchement de quatre années des variables annuelles correspondantes. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les symboles *,**,*** indiquent la significativité au sens statistique à 10, 5 et 1 %, respectivement. Source : estimations de l'auteur.

# L'indice KAOPEN

L'indice KAOPEN est une mesure de l'ouverture financière (i.e. l'ouverture du compte financier). Introduit pour la première fois par Chinn et Ito en 2002, cet indice cherche à mesurer l'« extensité » des contrôles de capitaux (puisqu'il s'agit d'une mesure inversée de l'intensité des contrôles de capitaux) basé sur les informations du rapport annuel du FMI sur les restrictions à l'échange et sur les arrangements de taux de change [2].

L'indice KAOPEN est calculé à partir de variables muettes binaires. Ces variables muettes sont utilisées pour codifier les restrictions sur les transactions financières internationales reportées dans l'AREAR. Jusqu'en 1996, l'AREAR assignait des variables muettes aux quatre catégories principales de restrictions sur le compte financier (existence de taux de change multiples ($k_1$), restrictions sur les transactions de balance courante ($k_2$), restrictions sur les transactions de compte financier ($k_3$) et obligation de cession des recettes d'exportation ($k_4$)). Afin de saisir la complexité des politiques de contrôle de capitaux, ces quatre catégories ont été désagrégées plus finement en 1996 (les variables indiquant les restrictions sur les transactions de balance courante ont été divisées en treize catégories).

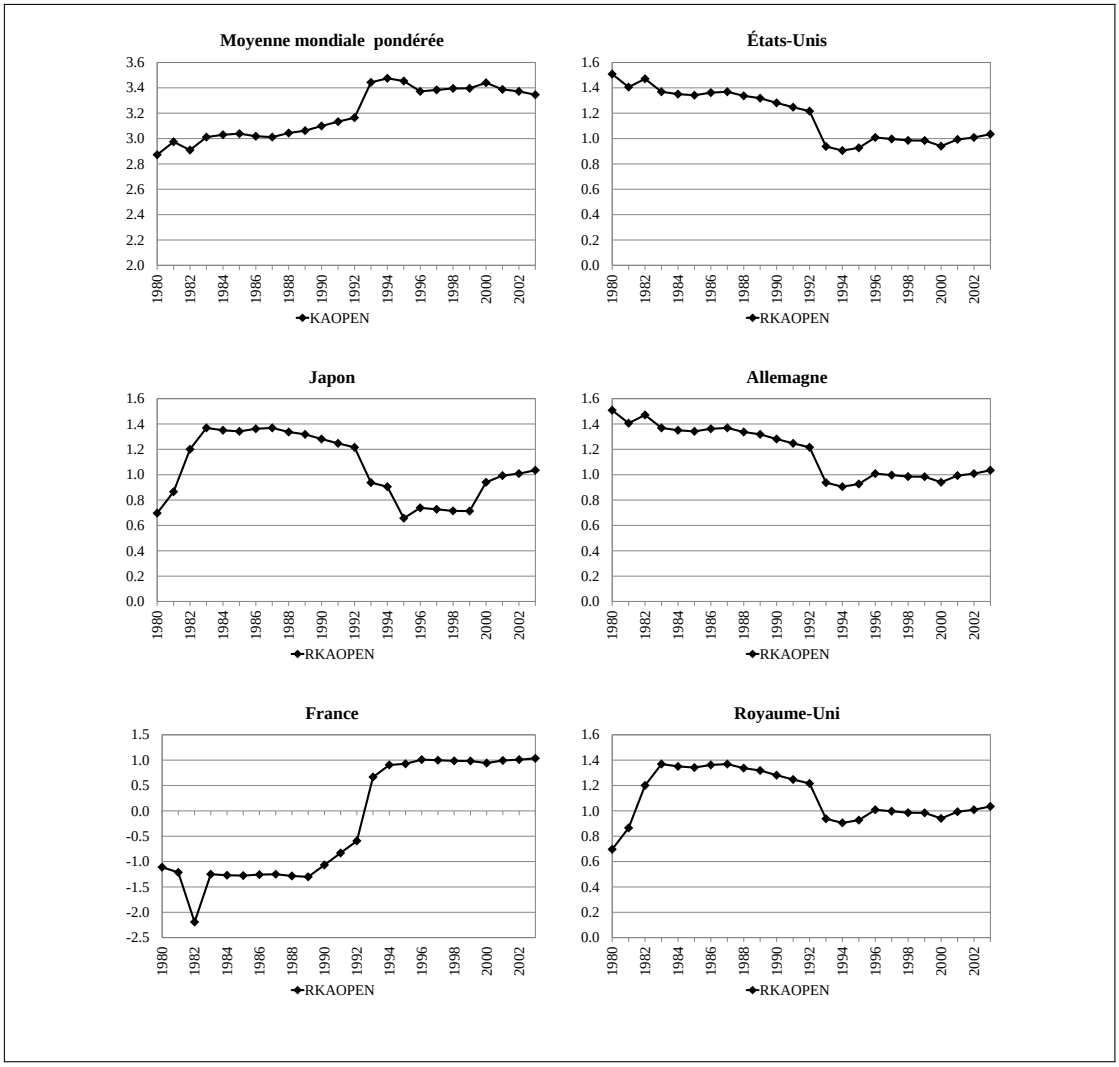
Puisqu'ils sont focalisés sur l'effet des l'ouverture financière, Chinn et Ito inverse ces variables muettes. Quand les variables sont égales à zéro, la restriction sur le compte financier existe. En plus de la catégorie $k_3$, ils utilisent une fenêtre de cinq ans où les contrôles de capitaux ne sont pas effectifs ($SHAREk_3$).

$$SHAREk_{3,t} = \left( \frac{k_{3,t} + k_{3,t-1} + k_{3,t-2} + k_{3,t-3} + k_{3,t-4}}{5} \right)$$

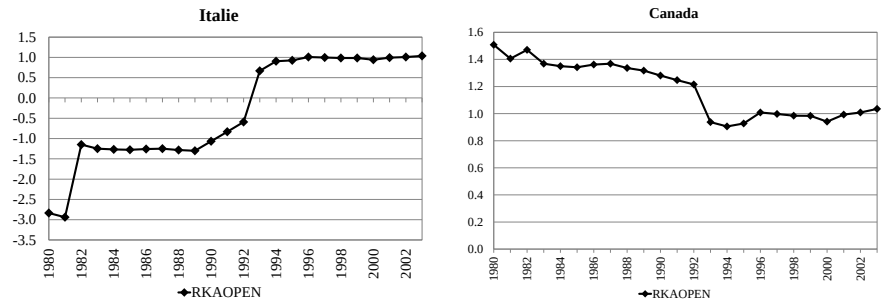
Ensuite, ils construisent leur indice d'« ouverture » du compte financier, qui est le premier composant principal de $k_1$, $k_2$, $SHAREk_3$, $k_4$ (Chinn et Ito 2007). Plus le pays est ouvert aux mouvements de capitaux internationaux, plus l'indice $KAOPEN$ est élevé. Cet indice a été créé, à l'origine, pour mesurer l'« extensité » des contrôles de capitaux, mais, puisqu'il incorpore plusieurs types de restrictions, il pourrait être une bonne approximation pour mesurer l'intensité des contrôles de

2. « Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions (AREAR) » en anglais.

capitaux. Il est à noter que l'indice $KAOPEN$ est fortement corrélé avec d'autres mesures de l'ouverture financière.



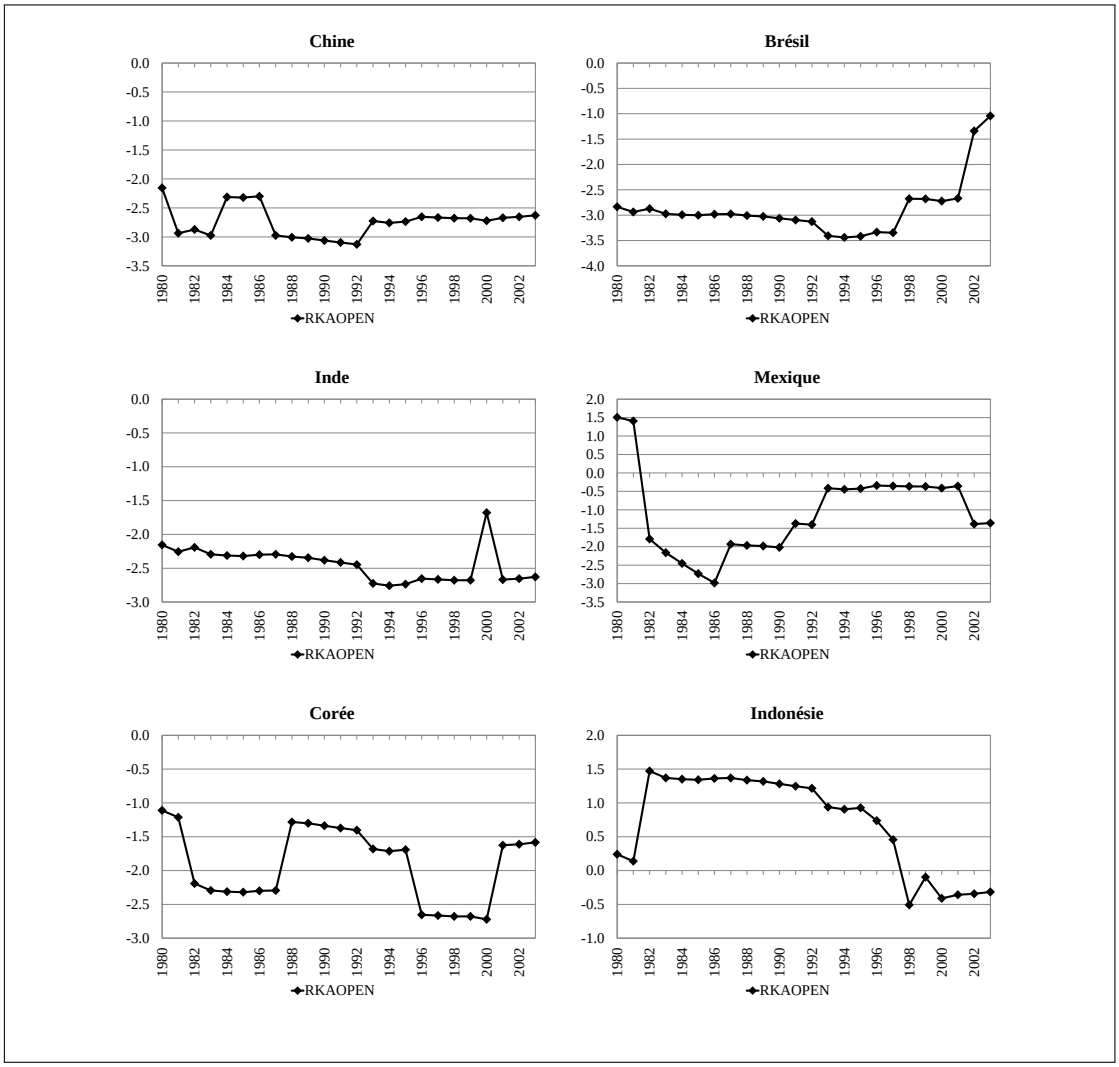

Pour un certain nombre de pays industrialisés (États-Unis, Royaume-Uni), Canada, Allemagne, Japon), la variable $RKAOPEN$ suit une tendance négative depuis le début des années 1980. La variable $RKAOPEN$ décrit l'ampleur de l'ouverture du compte financier relativement à la moyenne mondiale (qui correspond à une moyenne pondérée de l'indice $KAOPEN$. Les poids sont égaux à la part de chaque pays dans le PIB mondial en dollars PPA. Plus précisément, $RKAOPEN = KAOPEN - \overline{KAOPEN}$.

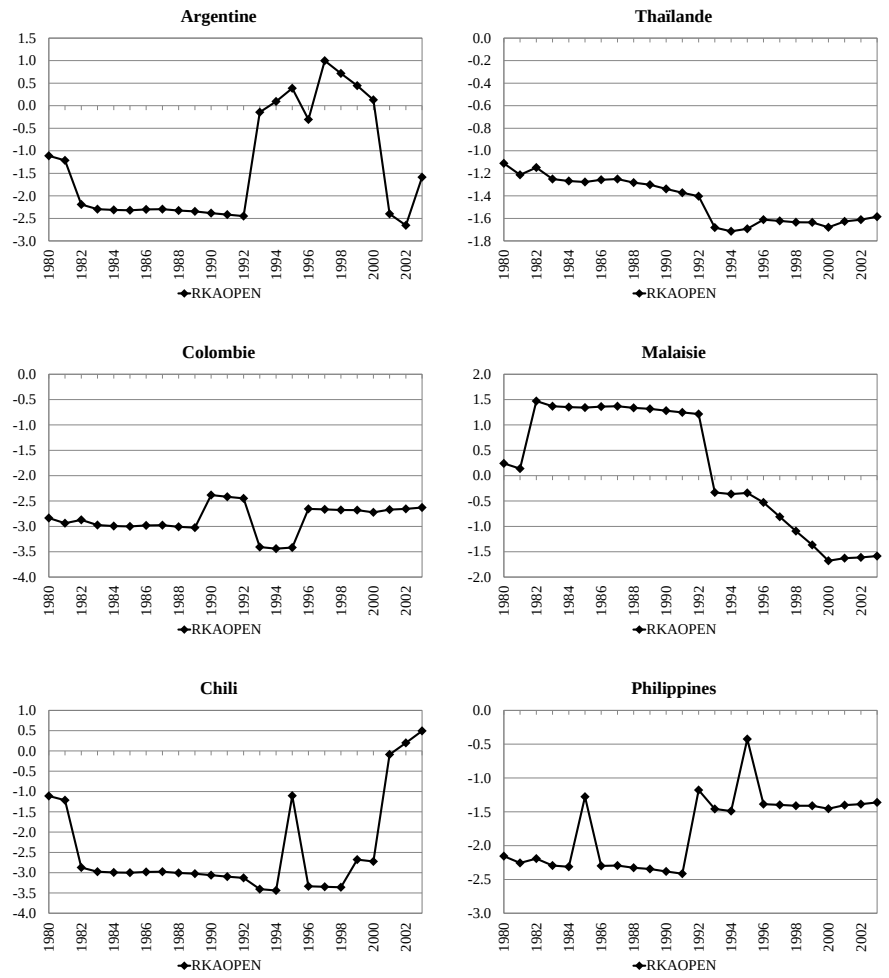



Source : calculs de l'auteur. Indice de Chinn et Ito (2002, 2006).

Puisque la moyenne mondiale suit une tendance positive depuis le milieu des années 1980 et que plusieurs pays avaient déjà libéralisé leur compte financier au début des 1980, la variable d'ouverture financière relative ($RKAOPEN$) a diminué dans ces pays. Ces évolutions ont contribué négativement à la balance courante puisque les coefficients estimés sont positifs et significatifs dans toutes les régressions concernant les pays développés.

Pour un certain nombre de pays émergents (Chine, Malaisie, Thaïlande, Indonésie), la variable $RKAOPEN$ suit une tendance négative depuis le début des années 1980. Pour ces pays, la diminution de l'ouverture financière relative signifie qu'ils ont libéralisé leurs comptes financiers plus lentement que la moyenne mondiale. Ces évolutions ont contribué positivement à la balance courante puisque les coefficients estimés sont négatifs et significatifs dans toutes les régressions concernant les pays émergents.


Chine
Brésil
Inde
Mexique
Corée
Indonésie
RKAOPEN




Source : calculs de l'auteur. Indice de Chinn et Ito (2002, 2006).

# Annexe E

*Prière de voir en page en suivante pour le début de cette annexe.*

# Tests de racine unitaire en panel

| *Test :* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* | *LLC* | *Breit.* | *F_ADF* | *F_PP* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Différence* | Non | Non | Non | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| *Var. Exo. :* | C, T | C, T | C, T | C, T | None | None | None | None |
| *Hyp. Nulle :* | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU | RU |
| *RU Com. :* | Oui | Oui | Non | Non | Oui | Oui | Non | Non |
| *TCER* | 0,77 | 0,87 | 8,60 | 9,02 | -1,90** | -2,97*** | 36,53** | 49,38*** |
| *FEER* | -1,75** | -0,57 | 22,48 | 21,68 | -6,07*** | -2,95*** | 49,32*** | 84,14*** |

« RU » indique l'hypothèse nulle de présence de racine unité. Les symboles **, *** indiquent la stationnarité au sens statistique à 5% et à 1%, respectivement. Le tableau présente différents tests de racine unité en panel : Levin, Lin et Chu 2002 (LLC) ; Breitung 2000 ; Maddala et Wu 1999 et Choi 2001 pour les tests de racine unité en panel de type Fisher (F_ADF and F_PP). Source : calculs des auteurs.

# Intégration des TCERs et des FEERs

| *CADF* | *Niveau* | *Première Différence* |
|---|---|---|
| *TCER* | -0,505<br>(0,307) | -5,211***<br>(0,000) |
| *FEER* | 3,069<br>(0,999) | -2,755**<br>(0,003) |

Les p-values sont entre parenthèses. Les symboles **, *** indiquent la stationnarité au sens statistique à 5% et à 1%, respectivement. Source : calculs des auteurs.

# Matrice des flux

| | Pays N | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Ménages N* | *Firmes N* | | *État N* | *Banques N* | *Budget fédéral* | *BCE* |
| *Biens N* | $-C^N$ | $+Y^N$ | $-I^N$ | $-G^N$ | | $-GE^N$ | |
| *Biens S* | $-X^S + IM^S$ | | | | | $-GE^S$ | |
| *Salaires* | $+W^N$ | $-W^N$ | | | | | |
| *Transferts sociaux* | $+ST^N$ | | | $-ST^N$ | | | |
| *Contributions sociales* | $-CL^N$ | | | $+CL^N$ | | | |
| *Transferts fédéraux* | $+FT^N$ | | | | | $-FT$ | |
| *Intérêts sur les crédits* | | $-r_l.L^N_{-1}$ | | | $+r_l.L^N_{N-1}$ | | |
| | | | | | $+r_l.L^S_{N-1}$ | | |
| *Intérêts sur les dépôts* | $+i_d.BD^N_{-1}$ | | | | $-i_d.BD^N_{-1}$ | | |
| *Intérêts sur le refinancement* | | | | | $-i_b.RF^N_{-1}$ | | $+i_b.RF^N_{-1}$ |
| | | | | | | | $+i_b.RF^S_{-1}$ |
| *Intérêts sur les obligations* | $+B^N_{N-1}$ | | | $-B^N_{-1}$ | | | |
| | $+B^S_{N-1}$ | | | | | | |
| *Intérêts sur les euro-obligations* | $+r_e.BT^E_{Nh-1}$ | | | | $+r_e.BT^E_{Nb-1}$ | $+r_e.BT^E_{-1}$ | |
| *Intérêts sur les bons du Trésor* | | | | $-r.BT^N_{-1}$ | $-r.BT^N_{N-1}$ | | |
| | | | | | $-r.BT^S_{N-1}$ | | |
| *Dividendes* | $+DIV^N_{hN}$ | $+DIV^N_{eN}$ | | | | | |
| | | $-DIV^N$ | | | | | |
| | $+DIV^S_{hN}$ | $+DIV^S_{eN}$ | | | | | |

| | *Ménages N* | *Firmes N* | | *État N* | *Banques N* | | *Budget fédéral* | *BCE* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Impôts* | $-T^N$ | | | $+T^N$ | | | | |
| | | $-T_f^N$ | | $+T_f^N$ | | | | |
| | $-T_{Nh}^E$ | | | | | | $+T_h^E$ | |
| | | $-T_{Nf}^E$ | | | | | $+T_f^E$ | |
| | | | | | $-T_{Nb}^E$ | | $+T_b^E$ | |
| | | | | | | | $+T€B$ | $-T€B$ |
| *Profit* | | $-UP^N$ | $+UP^N$ | | | | | |
| | | | | | $-PB^N$ | $+PB^N$ | | |
| *Dépôts* | $-\Delta BD^N$ | | | | | $+\Delta BD^N$ | | |
| *Monnaie* | $-\Delta H_h^N$ | | | | | $-\Delta H^N$ | | |
| *Crédit* | | | $+\Delta L^N$ | | | $-\Delta L_N^N$ | | |
| | | | | | | $-\Delta L_N^S$ | | |
| *Refinancement* | | | | | | $+\Delta RF^N$ | | |
| *Obligations* | $-p_b^N.\Delta B_N^N$ | | | $+p_b^N.\Delta B^N$ | | | | |
| | $-p_b^S.\Delta B_N^S$ | | | | | | | |
| *Euro-obligations* | $-\Delta BT_{Nh}^E$ | | | | | $-\Delta BT_{Nb}^E$ | $+\Delta BT^E$ | |
| *Bon du Trésor* | | | | $+\Delta BT^N$ | | $-\Delta BT_N^N$ | | |
| | | | | | | $-\Delta BT_N^S$ | | |
| *Actions* | $-p_e^N.\Delta E_{hN}^N$ | | $-p_e^N.\Delta E_{eN}^N$ | | | | | |
| | | | $+p_e^N.\Delta E^N$ | | | | | |
| | $-p_e^S.\Delta E_{hN}^S$ | | $-p_e^S.\Delta E_{eN}^S$ | | | | | |
| $\Sigma$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

*(continue)*

| | Pays S | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *BCE* | *Ménages S* | *Firmes S* | | *État S* | *Banques S* | $\Sigma$ |
| *Biens N* | $-X^N + IM^N$ | | | | | | 0 |
| *Bien S* | | $-C^S$ | $+Y^S$ | $-I^S$ | $-G^S$ | | 0 |
| *Salaires* | | $+W^S$ | $-W^S$ | | | | 0 |
| *Transferts sociaux* | | $+ST^S$ | | | $-ST^S$ | | 0 |
| *Contributions sociales* | | $-CL^S$ | | | $+CL^S$ | | 0 |
| *Transferts fédéraux* | | $+FT^S$ | | | | | 0 |
| *Intérêts sur les crédits* | | | | | | $+r_l.L^N_{S-1}$ | 0 |
| | | | $-r_l.L^S_{-1}$ | | | $+r_l.L^S_{S-1}$ | 0 |
| *Intérêts sur les dépôts* | | $+i_d.BD^S_{-1}$ | | | | $-i_d.BD^S_{-1}$ | 0 |
| *Intérêts sur le refinancement* | | | | | | | |
| | | | | | | $-i_b.RF^S_{-1}$ | 0 |
| *Intérêts sur les obligations* | | $+B^N_{S-1}$ | | | | | 0 |
| | | $+B^S_{S-1}$ | | | $-B^S_{-1}$ | | 0 |
| *Intérêts sur les euro-obligations* | | $+r_e.BT^E_{Sh-1}$ | | | | $+r_e.BT^E_{Sb-1}$ | 0 |
| *Intérêts sur les bons du Trésor* | | | | | | $+r.BT^N_{S-1}$ | 0 |
| | | | | | $-r.BT^S_{-1}$ | $+r.BT^S_{S-1}$ | 0 |
| *Dividendes* | | $+DIV^N_{hS}$ | $+DIV^N_{eS}$ | | | | 0 |
| | | $+DIV^S_{hS}$ | $+DIV^S_{eS}$ | | | | 0 |
| | | | $-DIV^S$ | | | | |

| | *BCE* | *Ménages S* | *Firmes S* | | *État S* | *Banques S* | | $\Sigma$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Impôts* | | $-T^S$ | | | $+T^S$ | | | 0 |
| | | | $-T_f^S$ | | $+T_f^S$ | | | 0 |
| | | $-T_{Sh}^E$ | | | | | | 0 |
| | | | $-T_{Sf}^E$ | | | | | 0 |
| | | | | | | $-T_{Sb}^E$ | | 0 |
| | | | | | | | | 0 |
| *Profit* | | | $-UP^S$ | $+UP^S$ | | | | 0 |
| | | | | | | $-PB^S$ | $+PB^S$ | 0 |
| *Dépôts* | | $-\Delta BD^S$ | | | | | $+\Delta BD^S$ | 0 |
| *Monnaie* | $+\Delta H$ | $-\Delta H_h^S$ | | | | | $-\Delta H^S$ | 0 |
| *Crédit* | | | | | | | $-\Delta L_S^N$ | 0 |
| | | | | $+\Delta L^S$ | | | $-\Delta L_S^S$ | 0 |
| *Refinancement* | $-\Delta RF^N - \Delta RF^S$ | | | | | | $+\Delta RF^S$ | 0 |
| *Obligations* | | $-p_b^N.\Delta B_S^N$ | | | | | | 0 |
| | | $-p_b^S.\Delta B_S^S$ | | | $+p_b^S.\Delta B^S$ | | | 0 |
| *Euro-obligations* | | $-\Delta BT_{Sh}^E$ | | | | | $-\Delta BT_{Sb}^E$ | 0 |
| *Bon du Trésor* | | | | | | | $-\Delta BT_S^N$ | 0 |
| | | | | | $+\Delta BT^S$ | | $-\Delta BT_S^S$ | 0 |
| *Actions* | | $-p_e^N.\Delta E_{hS}^N$ | | $-p_e^N.\Delta E_{eS}^N$ | | | | 0 |
| | | $-p_e^S.\Delta E_{hS}^S$ | | $-p_e^S.\Delta E_{eS}^S$ | | | | 0 |
| | | | | $-p_e^S.\Delta E^S$ | | | | |
| $\Sigma$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

# Annexe F

*Prière de voir en page en suivante pour le début de cette annexe.*

# Matrice des flux

| | États-Unis (U) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Ménages* | *Firmes* | | *État* | *Banques* | *Banque Centrale* |
| | $-C_U$ | $+Y_U$ | $-I_U$ | $-G_U$ | | |
| | | $+IM_U$ $-X_U$ | | | | |
| *Salaires* | $+W_U$ | $-W_U$ | | | | |
| *Intérêts* | | $-rl_U.L_{U-1}$ | | | $+rl_U.L_{U-1}$ | |
| | $+id_U.BDH_{U-1}$ | | | | $-id_U.BDB_{U-1}$ | |
| | | | | | $+id_J.(BDB^U_{J-1}/xr1)$ | |
| | | | | | $-ib_U.RF_{U-1}$ | $+ib_U.RF_{U-1}$ |
| | | | | $-rb_U.TB_{U-1}$ | $+rb_U.TBB^U_{U-1}$ | $+rb_U.TBC^U_{U-1}$ |
| | | | | | $+rb_J.(TBB^U_{J-1}/xr1)$ | $+rbJ.(TBC^U_{J-1}/xr1)$ |
| | | | | | $-B_{U-1}$ | |
| | | | | | $+B^U_{U-1}$ | |
| | | | | | $+B^U_{J-1}/xr1$ | |
| *Impôts* | $-T_U$ | $-TF_U$ | | $+T_U$ | $-TBA_U$ | $-TBC_U$ |
| | | | | $+TBA_U$ | | |
| | | | | $+TBC_U$ | | |
| | | | | $+TF_U$ | | |

| États-Unis (U) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Ménages* | *Firmes* | | *État* | *Banques* | *Banque Centrale* |
| *Profit* | | $-UP_U$ | $+UP_U$ | | 0 | |
| *Monnaie* | $-\Delta HH_U$ | | | | $-\Delta HB_U$ | $+\Delta H_U$ |
| *Dépôts* | $-\Delta BDH_U$ | | | | $+\Delta BDB_U$ | |
| | | | | | $-\Delta BDB_J^U/xr1$ | |
| *Refinancement* | | | | | $+\Delta RF_U$ | $-\Delta RF_U$ |
| *Bon du Trésor* | | | | $+\Delta TB_U$ | $-\Delta TBB_U^U$ | $-\Delta TBC_U^U$ |
| | | | | | $-\Delta TBB_J^U/xr1$ | $-\Delta TBC_J^U/xr1$ |
| *Obligations* | | | | | $+pb_U.\Delta B_U$ | |
| | | | | | $-pb_U.\Delta B_U^U$ | |
| | | | | | $-pb_J.\Delta B_J^U/xr1$ | |
| *Prêts* | | | $+\Delta L_U$ | | $-\Delta L_U$ | |
| $\Sigma$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

*(continue)*

| | | | Reste du monde (J) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *Ménages* | *Firmes* | | *État* | *Banques* | *Banque Centrale* | |
| $-C_J$ | $+Y_J$ | $-I_J$ | $-G_J$ | | | 0 |
| | $+IM_J\ -X_J$ | | | | | 0 |
| $W_J$ | $-W_J$ | | | | | 0 |
| | $-rl_J.L_{J-1}$ | | | $+rl_J.L_{J-1}$ | | 0 |
| $id_J.BDH_{J-1}$ | | | | $+id_U.(BDB^J_{U-1}.xr1)$ | | |
| | | | | $-id_J.BDB_{J-1}$ | | 0 |
| | | | | $-ib_J.RF_{J-1}$ | $+ib_J.RF_{J-1}$ | 0 |
| | | | $-rb_J.TB_{J-1}$ | $+rb_U.(TBB^J_{U-1}.xr1)$ | $+rb_U.(TBC^J_{U-1}.xr1)$ | |
| | | | | $+rb_J.TBB^J_{J-1}$ | $+rb_J.TBC^J_{J-1}$ | 0 |
| | | | | $+B^J_{U-1}.xr1$ | | |
| | | | | $-B_{J-1}$ | | |
| | | | | $+B^J_{J-1}$ | | 0 |
| $-T_J$ | $-TF_J$ | | $+T_J$ | $-TBA_J$ | $-TBC_J$ | |
| | | | $+TBA_J$ | | | |
| | | | $+TBC_J$ | | | |
| | | | $+TF_J$ | | | 0 |

| Reste du monde (J) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *Ménages* | *Firmes* | | *État* | *Banques* | *Banque Centrale* | |
| | $-UP_J$ | $+UP_J$ | | 0 | | 0 |
| $-\Delta HH_J$ | | | | $-\Delta HB_J$ | $+\Delta H_J$ | 0 |
| $-\Delta BDH_J$ | | | | $-\Delta BDB_U^J.xr1$ | | |
| | | | | $+\Delta BDB_J$ | | 0 |
| | | | | $+\Delta RF_J$ | $-\Delta RFJ$ | 0 |
| | | | $+\Delta TB_J$ | $-\Delta TBB_U^J.xr1$ | $-\Delta TBC_U^J.xr1$ | |
| | | | | $-\Delta TBB_J^J$ | $-TBC_J^J$ | 0 |
| | | | | $+pb_J.\Delta B_J$ | | |
| | | | | $-pb_U.\Delta B_U^J.xr1$ | | |
| | | | | $-pb_J.\Delta B_J^J$ | | 0 |
| | | $+\Delta L_J$ | | $-\Delta L_J$ | | 0 |
| | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

**Résumé en Français :** Depuis le milieu des années 1990, on assiste à une augmentation globale des déséquilibres des balances courantes. En 2007, avant le déclenchement de la crise financière, ils représentent plus de 2% du PIB mondial en valeur absolue. Au niveau global, la persistance de grands déséquilibres est une menace pour la stabilité macro-économique et macro-financière. Cette thèse analyse ce phénomène de déséquilibres globaux en utilisant deux approches complémentaires : les taux de change d'équilibre et les modèles stock-flux cohérents. Ces deux approches peuvent être considérée comme complémentaires dans la mesure où elles analysent le même problème d'un point de vue différent. Les approches de taux de change d'équilibre, et plus particulièrement l'approche FEER introduite par Williamson (1994) cherche à calculer les variations de change nécessaires pour atteindre un solde courant soutenable. Les approches stock-flux cohérentes à la Godley-Lavoie (2007) cherchent, en partant d'une situation de déséquilibres des balances courantes, à analyser les ajustements en termes de niveau d'activité et de dynamique du taux de change. Un retour de grands déséquilibres n'est pas à exclure. Il apparait qu'une coopération monétaire internationale qui vise à prévenir le retour des déséquilibres au niveau international et intra-européen soit une condition nécessaire à la reprise mondiale.

## Global Imbalances, Equilibrium Exchange Rates and SFC Modelling

**Résumé en anglais :** Since the mid-1990s, we observe a global increase of current account imbalances. In 2007, before the climax of the financial crisis, they reached 2% of world GDP in absolute value. At the global level, the persistence of large current account imbalances is a threat to the macroeconomic and macrofinancial stability. This thesis analyses this phenomenon of global imbalances by using two complementary approaches : equilibrium exchange rates models and stock-flow consistent models. These two approaches can be considered as complementary insofar as they analyze the same problem from a different point of view. Equilibrium exchange rate models and particularly the FEER approach introduced by Williamson (1994) try to calculate exchange rate variations needed to reach a sustainable current account balance. Stock-flow consistent models à la Godley-Lavoie (2007) seek to analyze adjustments in terms of level of output and exchange rate dynamics in a context of imbalances. A return of large imbalances is not excluded. It appears that an international monetary cooperation aimed at preventing the return of large imbalances at the world and intra-European levels is a necessary condition to ensure global recovery.

**Discipline :** Sciences économiques.

**Mots-clés :** Déséquilibres globaux, Taux de change d'équilibre, Modèle stock-flux cohérent.

**Intitulé et adresse du laboratoire :** Centre d'Économie de Paris Nord, 99 avenue Jean-Baptiste Clément, 93430 Villetaneuse.