



**HAL**  
open science

# Politique monétaire américaine non conventionnelle et pays émergents : dynamique des taux de change et des flux de capitaux

François Viaud

► **To cite this version:**

François Viaud. Politique monétaire américaine non conventionnelle et pays émergents : dynamique des taux de change et des flux de capitaux. Economies et finances. Université de Bordeaux, 2019. Français. NNT : 2019BORD0110 . tel-03340088

**HAL Id: tel-03340088**

**<https://theses.hal.science/tel-03340088v1>**

Submitted on 10 Sep 2021

**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.

THÈSE PRÉSENTÉE  
POUR OBTENIR LE GRADE DE  
**DOCTEUR DE  
L'UNIVERSITÉ DE BORDEAUX**

ÉCOLE DOCTORALE ENTREPRISE, ÉCONOMIE ET SOCIÉTÉ (ED 42)  
SPÉCIALITÉ SCIENCES ÉCONOMIQUES

Par **François VIAUD**

**POLITIQUE MONÉTAIRE AMÉRICAINE NON  
CONVENTIONNELLE ET PAYS ÉMERGENTS :  
DYNAMIQUE DES TAUX DE CHANGE ET  
DES FLUX DE CAPITAUX**

Sous la direction de : Michel DUPUY, Professeur des Universités  
et de Delphine LAHET, Maître de Conférences HDR

Soutenue le 17 juillet 2019

Membres du jury :

**Mme Cécile COUHARDE,**

Professeur des Universités, Université Paris Nanterre, EconomiX, *président du jury*

**Mme Céline GIMET,**

Professeur des Universités, Institut d'Études Politiques d'Aix-en-Provence, CHERPA, *rapporteur*

**M. Jean-Pierre ALLEGRET,**

Professeur des Universités, Université de Nice Sophia Antipolis, GREDEG, *rapporteur*

**M. Michel DUPUY,**

Professeur des Universités, Université de Bordeaux, LAREFI, *co-directeur de thèse*

**Mme Delphine LAHET,**

Maître de Conférences HDR, Université de Bordeaux, LAREFI, *co-directeur de thèse*



## **Titre : Politique monétaire américaine non conventionnelle et pays émergents : dynamique des taux de change et des flux de capitaux**

**Résumé :** La mise en place de la politique monétaire non conventionnelle en 2008 aux États-Unis a coïncidé avec d'importants mouvements de capitaux et de taux de change dans les pays émergents. Ces derniers ont accusé la banque centrale américaine d'adopter une politique « d'appauvrissement du voisin » et de créer ces effets de report. En 2013, à la suite de l'annonce du ralentissement graduel du rythme de cette politique monétaire, certains pays émergents ont subi d'importantes crises financières. Dans ce contexte, cette thèse se propose d'étudier dans quelle mesure la politique monétaire non conventionnelle de la Réserve fédérale américaine a induit des effets de report en termes de mouvements de capitaux et de taux de change. Alors que la normalisation de cette politique monétaire est entamée, il est primordial de comprendre les implications internationales des décisions de la Réserve fédérale pour pouvoir contenir les risques potentiels. Tout d'abord, nous étudions les mécanismes et leurs effets sur les pays émergents dans le cadre d'une revue de la littérature. Nous montrons que la politique monétaire de la Réserve fédérale a bien été responsable d'effets de report. Ensuite, nous révélons, de façon empirique, que les conséquences présentent une certaine hétérogénéité dans le temps, en fonction des modalités d'intervention de la banque centrale américaine, ainsi que selon les pays. Nous établissons qu'il n'y a pas de réelle symétrie entre la phase expansionniste et celle de normalisation. De ce fait, la normalisation n'apparaît pas entraîner des reflux de capitaux dans les pays émergents. Finalement, nous nous intéressons aux moyens dont disposent les pays émergents pour limiter les effets de report. Nous montrons que les contrôles de capitaux et les politiques macroprudentielles peuvent permettre de réduire les mouvements de capitaux. Plus précisément, l'efficacité des contrôles de capitaux est conditionnée par leur accumulation. Plus le pays en est doté, plus il limite les effets de report. L'efficacité de la politique macroprudentielle dépend quant à elle de la qualité des institutions dans le pays émergent et de l'intensité de la politique monétaire américaine.

**Mots clés :** Politique monétaire, Quantitative Easing, Effets de report, Taux de change, Flux de capitaux, Finance internationale, Contrôles de capitaux, Politiques macroprudentielles.

---

## **Title : U.S. unconventional monetary policy and emerging markets : exchange rate and capital flows dynamic**

**Abstract :** The implementation of the U.S. unconventional monetary policy in 2008 coincided with massive capital inflows and exchange rate appreciation for emerging markets. They implicate the Federal Reserve to pursue a « Beggar-thy-neighbor » policy and to create spillovers. In 2013, following the announcement of the « Tapering », some emerging markets suffered from significant financial crises. In this context, this thesis intends to study how the U.S. unconventional monetary policy led to capital flows and exchange rate movements spillovers. As the normalization of this monetary policy is initiated, understanding the international implications of the Federal Reserve's decisions is essential to contain potential risks. For this purpose, we firstly study mechanisms and their impacts on emerging countries by a literature review. We show that the Fed monetary policy caused capital flows and exchange rate spillovers in the last decade. Then, we reveal empirically that the impacts exhibit heterogeneity over time, depend on implementation modalities of the U.S. central bank as well as on the countries. We establish that there is no real symmetrical impacts between accommodative and normalization periods. As a result, the normalization would not lead to capital outflows in emerging countries. Finally, we examine the means that emerging countries can adopt to limit spillovers. We demonstrate that capital controls and macroprudential policies can be efficient to reduce capital inflows. More precisely, the effectiveness of capital controls is conditioned by their accumulation. The more the country adopts it, the more it limits spillovers. Considering macroprudential policies, the intensity of the U.S. monetary policy and the quality of the emerging countries' institutions are two main determinants of their effectiveness.

**Keywords :** Monetary policy, Quantitative Easing, Spillover effects, Exchange rates, Capital flows, International finance, Capital controls, Macroprudential policies.

---

**LAREFI - Laboratoire d'Analyse et de Recherche en Économie et Finance Internationales**

EA 2954 - 16 Avenue Léon Duguit - CS 50057 - 33608 Pessac Cedex



# Remerciements

Je tiens à remercier chaleureusement mes directeurs de thèse, Madame Delphine Lahet et Monsieur Michel Dupuy qui m'ont accordé leur confiance, leur bienveillance et pour m'avoir apporté leurs conseils et recommandations pour le bon déroulé de ce travail de thèse.

J'adresse mes plus sincères remerciements aux membres du jury qui ont accepté de lire et évaluer mes travaux. À Céline Gimet et Jean-Pierre Allegret qui m'ont fait l'honneur de rapporter cette thèse. Un grand merci à Cécile Couharde qui a accepté de présider le jury.

Je tiens à remercier mon laboratoire, le Larefi, pour le soutien matériel et humain qui m'a été apporté. Je remercie l'équipe des enseignants-chercheurs comme des doctorants (anciens et actuels) de m'avoir accueilli et facilité mon séjour.

Lorsque l'on s'engage dans un tel travail, on ne mesure pas la chance d'être bien entouré. Les difficultés, qu'elles soient techniques et épisodiques ou relevant des doutes profonds quant à continuer dans cette aventure, ne peuvent être surmontées sans les personnes présentes. À mes amis, d'ici ou de là-bas, merci. J'adresse d'ailleurs des remerciements très particuliers à Maxémilien, Paup' et Orelsan qui ont su m'aiguiller et m'aider lorsque j'en avais besoin. Bien sûr, je ne peux m'arrêter sans un grand merci spécial à ceux qui ont partagé mon bureau : Clément, Alexandra, je ne vous oublie pas, non jamais. Une mention spéciale pour notre coach personnel à tous, Yves Jegourel sans qui j'aurais envoyé valser bon nombre de choses.

Je tiens de plus à remercier ceux qui ont pu m'aider dans la relecture de ce travail, plus précisément Mathilde et Jérôme.

Check out, she's blond, she's skinny, she's rich ... comment l'oublier, elle sans qui rien n'aurait été pareil.

À celle qui a partagé mon foyer, Monica, un grand merci pour m'avoir donné force, confiance et inspiration quand j'en manquais cruellement.

Pour tous les sacrifices qu'ils ont pu faire pour me permettre de mener à bien des études supérieures, malgré les difficultés que cela pouvait poser, du fond de mon cœur je remercie mes parents.

Enfin, à la personne qui est avec moi depuis le début de ce projet, cette personne qui fait de moi ce que je suis aujourd'hui, qui a m'a soutenu chaque jour malgré les hauts, les bas, les bas et les hauts que je pouvais traverser : merci (pour ces moments) de tout cœur.



# Table des matières

<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>I Les effets de report de la politique non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents : Une revue de la littérature <sup>1</sup></b>	<b>13</b>
<b>Introduction Partie I</b>	<b>15</b>
<b>Chapitre 1 : Les principaux canaux de transmission internationaux de la politique non conventionnelle</b>	<b>17</b>
Introduction Chapitre 1 . . . . .	17
I. Le canal du signal . . . . .	18
A. L'anticipation des agents comme élément clé de la politique monétaire et de la construction de la courbe des taux . . . . .	18
B. L'effet de signal et ses effets sur la perception du risque . . . . .	19
II. Le canal de la réallocation de portefeuille . . . . .	21
A. Achats de titres et pénuries . . . . .	22
B. Réallocation de portefeuille et duration . . . . .	23
III. Le canal de la liquidité . . . . .	23
A. La politique monétaire non conventionnelle et la liquidité de titres ou de marché	23
B. Quantitative easing et liquidité globale . . . . .	24
Conclusion Chapitre 1 . . . . .	25
<b>Chapitre 2 : La modélisation des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle dans les études théoriques</b>	<b>27</b>
Introduction Chapitre 2 . . . . .	27
I. La modélisation de la politique monétaire non conventionnelle dans le cadre des modèles DSGE . . . . .	27
A. La politique monétaire de taux dans le DSGE . . . . .	28
B. La liquidité comme variable de politique non conventionnelle . . . . .	29
C. La réduction de l'offre sur le marché des titres . . . . .	31
II. Les modèles d'équilibre général d'inspiration keynésienne et la politique monétaire non conventionnelle . . . . .	33
A. L'approche traditionnelle IS-LM : une dimension internationale . . . . .	33
1. IS-LM-BP : Le rôle de la politique monétaire à l'international . . . . .	33
2. La réallocation de portefeuille et les flux de capitaux internationaux . . . . .	34
B. Les modèles SFC : mouvements de capitaux, taux de change et politique monétaire	36

---

1. Soumis à la Revue d'Économie Politique.



III. Les autres modèles qui intègrent la politique non conventionnelle . . . . .	37
Conclusion Chapitre 2 . . . . .	38
<b>Chapitre 3 : Vérification empirique des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle sur les pays émergents</b>	<b>41</b>
Introduction Chapitre 3 . . . . .	41
I. L'identification complexe des impacts internationaux de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed : les différents épisodes de QE . . . . .	42
A. La méthode de l'étude évènementielle pour les données à haute fréquence . . . . .	42
1. Les effets sur les mouvements de capitaux et les prix d'actifs . . . . .	42
2. Les impacts sur le taux de change . . . . .	43
B. Étude des chocs monétaires non conventionnels sur des valeurs étrangères : La méthode VAR . . . . .	44
1. Le Quantitative Easing comme une variable de liquidité (Masse monétaire et Taux directeur) . . . . .	44
2. La politique non conventionnelle appréhendée par la courbe des taux américains . . . . .	46
3. L'actif de la banque centrale comme variable de Quantitative Easing . . . . .	47
4. Les annonces de la banque centrale comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle . . . . .	48
C. Les autres méthodes économétriques traditionnelles : l'économétrie de panel et de séries temporelles . . . . .	49
1. Le Quantitative Easing comme une variable de liquidité . . . . .	49
2. Les taux longs américains pour traduire la politique non conventionnelle . . . . .	52
3. L'actif de la banque centrale comme indicateur de Quantitative Easing . . . . .	56
4. Les variables binaires pour prendre en compte la politique non conventionnelle . . . . .	58
B. Le « Tapering », la fin des achats de la Fed et la normalisation de la politique monétaire US : impacts sur les pays émergents . . . . .	61
A. L'analyse par la méthode d'étude évènementielle . . . . .	61
1. Les effets sur les mouvements de capitaux et les titres financiers . . . . .	61
2. Les impacts sur le taux de change . . . . .	62
B. Le VAR pour étudier les effets de report . . . . .	63
1. La liquidité comme indicateur de politique non conventionnelle . . . . .	63
2. La courbe des taux américains, synthèse des mesures non conventionnelles . . . . .	65
C. Les méthodes économétriques traditionnelles : l'analyse en panel et en séries temporelles . . . . .	67
1. Les répercussions sur les mouvements de capitaux et les titres financiers . . . . .	67
2. Les implications sur le taux de change . . . . .	67
Conclusion Chapitre 3 . . . . .	68
<b>Conclusion Partie I</b>	<b>71</b>
<b>II L'hétérogénéité des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle sur les pays émergents : une analyse empirique</b>	<b>73</b>
<b>Introduction Partie II</b>	<b>75</b>

<b>Chapitre 1 : Des effets de report différents suivant les périodes</b>	<b>79</b>
Introduction Chapitre 1 . . . . .	79
I. L'impact des variations du taux fantôme sur les pays émergents . . . . .	80
A. Le modèle et les données . . . . .	80
B. Les résultats . . . . .	85
1. Sur toute la période . . . . .	85
2. La période expansionniste . . . . .	90
3. La remontée des taux . . . . .	98
II. Une méthodologie en deux étapes : les effets de la surprise monétaire . . . . .	100
A. Le modèle et les données . . . . .	100
1. Le VAR sur des données américaines . . . . .	100
2. Le modèle et les données . . . . .	102
B. Les résultats . . . . .	105
1. Sur toute la période . . . . .	105
2. La période expansionniste . . . . .	108
3. La remontée des taux . . . . .	116
Conclusion Chapitre 1 . . . . .	119
<b>Chapitre 2 : Des effets de report dépendant des modalités d'intervention</b>	<b>121</b>
Introduction Chapitre 2 . . . . .	121
I. Les données et le modèle . . . . .	122
II. Des effets inégaux suivant les instruments . . . . .	124
A. Quels effets de report de la variation de l'actif de long terme de la Fed? . . . . .	124
1. Sur toute la période d'étude . . . . .	124
2. Les effets durant la période expansionniste . . . . .	129
3. Période de hausse des taux . . . . .	137
B. Des effets différents suivant les modalités . . . . .	140
1. Sur toute la période d'étude . . . . .	141
2. Les effets durant la période expansionniste . . . . .	146
3. Période de hausse des taux . . . . .	156
Conclusion Chapitre 2 . . . . .	159
<b>Chapitre 3 : Des conséquences inégales entre les pays émergents</b>	<b>161</b>
Introduction Chapitre 3 . . . . .	161
I. Présentation du modèle VARX . . . . .	162
A. Le modèle VARX . . . . .	163
B. Les variables . . . . .	164
II. Des réponses hétérogènes suivant les pays émergents . . . . .	166
A. La période expansionniste(janvier 2009 - mai 2013) . . . . .	166
1. Sur l'indice actions . . . . .	166
2. Sur le rendement souverain . . . . .	168
3. Sur le taux de change . . . . .	170
B. Une symétrie de la normalisation? (novembre 2014 - mai 2018) . . . . .	172
1. Sur l'indice actions . . . . .	173
2. Sur le rendement souverain . . . . .	176
3. Sur le taux de change . . . . .	179
Conclusion Chapitre 3 . . . . .	182

<b>Conclusion Partie II</b>	<b>185</b>
<b>III Se prémunir contre les effets de report de la politique monétaire américaine : l'efficacité de la politique macroprudentielle et des contrôles de capitaux</b>	<b>189</b>
<b>Introduction Partie III</b>	<b>191</b>
<b>Chapitre 1 : Flux de capitaux, politique macroprudentielle et contrôles de capitaux : une revue de la littérature</b>	<b>193</b>
Introduction Chapitre 1 . . . . .	193
I. Les contrôles de capitaux pour se protéger contre les flux internationaux . . . . .	194
A. Les contrôles de capitaux, moyens de lutter contre les flux les plus volatils . . . . .	195
B. Des instruments qui montrent des limites . . . . .	199
II. Les mesures macroprudentielles pour limiter l'exposition aux capitaux internationaux . . . . .	203
A. L'efficacité des mesures macroprudentielles : stabilité financière et flux de capitaux . . . . .	204
B. Des effets positifs à relativiser . . . . .	208
Conclusion Chapitre 1 . . . . .	210
<b>Chapitre 2 : Une efficacité différenciée en fonction des mesures adoptées et des flux de capitaux considérés : une analyse en panel à effets fixes</b>	<b>213</b>
Introduction Chapitre 2 . . . . .	213
I. Le modèle et les données . . . . .	214
A. Une approche en panel à effets fixes . . . . .	214
B. Données et statistiques descriptives . . . . .	218
II. Résultats . . . . .	220
A. L'efficacité générale des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles : des résultats liminaires . . . . .	220
B. Des résultats différents en fonction des instruments macroprudentiels et de contrôles de capitaux et des types de flux . . . . .	226
Conclusion Chapitre 2 . . . . .	236
<b>Chapitre 3 : Une efficacité non linéaire des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux</b>	<b>239</b>
Introduction Chapitre 3 . . . . .	239
I. L'accumulation d'instruments pour se protéger des effets de report . . . . .	240
A. Le modèle et données . . . . .	240
1. Un modèle de projection locale . . . . .	240
2. Les données . . . . .	243
B. Les résultats . . . . .	246
1. Des effets différenciés selon les politiques menées . . . . .	246
2. Quelle efficacité sur les pays les plus fragiles ? . . . . .	250
II. Les déterminants de l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux adoptés . . . . .	255
A. Le modèle et les données . . . . .	255
1. Un modèle en panel à effet de seuil . . . . .	255
2. Les données . . . . .	257
B. Les résultats . . . . .	259

1. Les non-linéarités dues à la politique monétaire non conventionnelle . . .	259
2. L'efficacité conditionnée par la qualité des institutions dans les pays émergents . . . . .	264
Conclusion Chapitre 3 . . . . .	266
<b>Conclusion Partie III</b>	<b>269</b>
<b>Conclusion générale</b>	<b>271</b>
<b>Annexes</b>	<b>277</b>
<b>A Partie II : Statistiques descriptives</b>	<b>277</b>
<b>B Partie II chapitre 1 : Stationnarité dans le VAR(1) US</b>	<b>281</b>
<b>C Partie II chapitres 1 et 2 : Stationnarité des séries en panel</b>	<b>283</b>
<b>D Partie II chapitre 3 : Stationnarité dans le VARX(6) émergent</b>	<b>285</b>
<b>E Partie II chapitre 3 : Fonctions d'impulsion des VARX(6) émergents</b>	<b>289</b>
E.1 Afrique du Sud . . . . .	290
E.2 Brésil . . . . .	292
E.3 Chili . . . . .	294
E.4 Colombie . . . . .	296
E.5 Corée du Sud . . . . .	298
E.6 Inde . . . . .	300
E.7 Indonésie . . . . .	302
E.8 Mexique . . . . .	304
E.9 Pérou . . . . .	306
E.10 Russie . . . . .	308
E.11 Singapour . . . . .	310
E.12 Taïwan . . . . .	312
E.13 Thaïlande . . . . .	314
E.14 Turquie . . . . .	316
<b>F Partie III chapitre 3 : Projection Locale</b>	<b>319</b>
F.1 Projection locale sans non-linéarités . . . . .	319
F.2 Projection locale avec interpolation linéaire par spline cubique . . . . .	320
<b>Bibliographie</b>	<b>321</b>



# Table des figures

1	Évolution de l'actif de la Réserve fédérale en millions de dollars . . . . .	8
2	Évolution du VIX . . . . .	20
3	Évolution du taux fantôme Wu et Xia (2016) . . . . .	79
4	Fonctions de réaction suite à un choc du taux fantôme d'une unité d'écart-type . . . . .	104
5	Évolution des variations du taux fantôme et de la surprise monétaire entre 2007 et 2018 . . . . .	105
6	Évolution de l'actif de long terme en millions de dollars et du taux <i>Fed funds</i> effectif (2009 - 2018) . . . . .	122
7	Évolution des actifs de long terme au bilan de la Fed en millions de dollars suivant les modalités d'intervention . . . . .	141
8	Évolution du bilan de la Fed en millions de dollars suivant les modalités d'intervention . . . . .	164
9	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois . . . . .	166
10	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur la variation des rendements souverains cumulés sur 1 mois . . . . .	168
11	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les taux de change en point de pourcentage cumulés sur 1 mois . . . . .	170
12	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois . . . . .	173
13	Effets d'une variation d'une unité du taux directeur de la Fed sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois . . . . .	174
14	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les rendements souverains cumulés sur 1 mois . . . . .	176
15	Effets d'une variation d'une unité du taux directeur de la Fed sur les rendements souverains cumulés sur 1 mois . . . . .	177
16	Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les taux de change en point de pourcentage cumulés sur 1 mois . . . . .	179
17	Effets d'une variation d'une unité du taux directeur de la Fed sur les taux de change cumulés en point de pourcentage sur 1 mois . . . . .	180
18	Evolution de l'EBP (Gilchrist et Zakrajšek (2012)) . . . . .	243
19	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants . . . . .	247
20	Effet d'un choc d'un écart type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants . . . . .	248
21	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants . . . . .	249
22	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants . . . . .	250
23	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants, 12 pays émergents . . . . .	251

24	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants, 12 pays émergents . . . . .	252
25	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants, 12 pays émergents . . . . .	253
26	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants, 12 pays émergents . . . . .	254
E.1	Fonction d'impulsion pour l'Afrique du Sud, période expansionniste . . . . .	290
E.2	Fonction d'impulsion pour l'Afrique du Sud, période de normalisation . . . . .	291
E.3	Fonction d'impulsion pour le Brésil, période expansionniste . . . . .	292
E.4	Fonction d'impulsion pour le Brésil, période de normalisation . . . . .	293
E.5	Fonction d'impulsion pour le Chili, période expansionniste . . . . .	294
E.6	Fonction d'impulsion pour le Chili, période de normalisation . . . . .	295
E.7	Fonction d'impulsion pour la Colombie, période expansionniste . . . . .	296
E.8	Fonction d'impulsion pour la Colombie, période de normalisation . . . . .	297
E.9	Fonction d'impulsion pour la Corée du Sud, période expansionniste . . . . .	298
E.10	Fonction d'impulsion pour la Corée du Sud, période de normalisation . . . . .	299
E.11	Fonction d'impulsion pour l'Inde, période expansionniste . . . . .	300
E.12	Fonction d'impulsion pour l'Inde, période de normalisation . . . . .	301
E.13	Fonction d'impulsion pour l'Indonésie, période expansionniste . . . . .	302
E.14	Fonction d'impulsion pour l'Inde, période de normalisation . . . . .	303
E.15	Fonction d'impulsion pour le Mexique, période expansionniste . . . . .	304
E.16	Fonction d'impulsion pour le Mexique, période de normalisation . . . . .	305
E.17	Fonction d'impulsion pour le Pérou, période expansionniste . . . . .	306
E.18	Fonction d'impulsion pour le Pérou, période de normalisation . . . . .	307
E.19	Fonction d'impulsion pour la Russie, période expansionniste . . . . .	308
E.20	Fonction d'impulsion pour la Russie, période de normalisation . . . . .	309
E.21	Fonction d'impulsion pour Singapour, période expansionniste . . . . .	310
E.22	Fonction d'impulsion pour Singapour, période de normalisation . . . . .	311
E.23	Fonction d'impulsion pour Taïwan, période expansionniste . . . . .	312
E.24	Fonction d'impulsion pour Taïwan, période de normalisation . . . . .	313
E.25	Fonction d'impulsion pour la Thaïlande, période expansionniste . . . . .	314
E.26	Fonction d'impulsion pour la Thaïlande, période de normalisation . . . . .	315
E.27	Fonction d'impulsion pour la Turquie, période expansionniste . . . . .	316
E.28	Fonction d'impulsion pour la Turquie, période de normalisation . . . . .	317
F.1	Effet d'un choc d'un écart type d'EBP sur les flux de capitaux bruts entrants . . . . .	319
F.2	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants, interpolation linéaire . . . . .	320
F.3	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants, interpolation linéaire . . . . .	320
F.4	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants, interpolation linéaire . . . . .	321
F.5	Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants, interpolation linéaire . . . . .	321

# Liste des tableaux

1	Les annonces de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed . . . . .	84
2	Effets des variations du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	88
3	Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	89
4	Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010) . . . . .	91
5	Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012) . . . . .	93
6	Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013) . . . . .	95
7	Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, <i>Tapering</i> (mai 2013 - octobre 2014) . . . . .	97
8	Effets des variations du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017) . . . . .	99
9	Récapitulatif des estimations avec le taux fantôme . . . . .	100
10	Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	107
12	Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010) . . . . .	109
13	Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012) . . . . .	111
14	Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013) . . . . .	113
15	Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, <i>Tapering</i> (mai 2013 - octobre 2014) . . . . .	115
16	Effets des variations des surprises du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017) . . . . .	117
17	Récapitulatif des estimations avec la surprise monétaire . . . . .	118
18	Effets des variations de l'actif et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	127
19	Effets des variations de l'actif, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	128
20	Effets des variations de l'actif, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010) . . . . .	130
21	Effets des variations de l'actif de la Fed, des annonces et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012) . . . . .	132



22	Effets des variations de l'actif de la Fed, des annonces et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013) . . . . .	134
23	Effets des variations de l'actif de la Fed, des annonces et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, <i>Tapering</i> (mai 2013 - octobre 2014) . . . . .	136
24	Effets des variations de l'actif de la Fed et des annonces sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017) . . . . .	138
25	Récapitulatif des estimations avec l'actif de long terme et le taux de court terme de la Fed	140
26	Effets des variations des modalités d'intervention de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	143
27	Effets des variations des modalités d'intervention et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017) . . . . .	144
28	Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - décembre 2015) . . . . .	145
29	Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010) . . . . .	147
30	Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012) . . . . .	150
31	Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013) . . . . .	152
32	Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, <i>Tapering</i> (mai 2013 - octobre 2014) . . . . .	155
33	Effets des variations des modalités d'intervention et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017) . . . . .	157
34	Récapitulatif des estimations avec les modalités et le taux de court terme . . . . .	159
35	Statistiques et sources des données . . . . .	219
36	Flux de capitaux entrants, contrôles de capitaux et mesures macroprudentielles (2000 - 2015)	220
37	Flux de capitaux entrants, contrôles de capitaux et mesures macroprudentielles (Période avant et après crise) . . . . .	223
38	Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux de portefeuille entrants . . . . .	229
39	Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en actions . . . . .	231
40	Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en obligations . . . . .	233
41	Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en crédits bancaires internationaux . . . . .	235
42	Synthèse des résultats par mesures macroprudentielles et contrôles de capitaux . . . . .	237
43	Statistiques et sources des données . . . . .	245
44	Statistiques et sources des données . . . . .	258
45	Non-linéarité de la politique monétaire non conventionnelle sur les flux de capitaux entrants	260
46	Non-linéarité des mesures macroprudentielles selon un seuil de politique monétaire non conventionnelle sur les flux de capitaux entrants . . . . .	263
47	Non-linéarité des mesures macroprudentielles selon un seuil de qualité des institutions nationales sur les flux de capitaux entrants . . . . .	265
A.1	Statistique descriptives des variables du panel chapitre 1 & 2 . . . . .	277
A.2	Statistiques descriptives des variables du VARX . . . . .	279

B.1 Stationnarité des variables dans le VAR(1) sur les données américaines . . . . .	281
C.1 Étude de la stationnarité des variables des modèles en panel . . . . .	283
D.1 Étude de la stationnarité des variables des VARX(6) . . . . .	285



# Liste des acronymes

ABS	Asset Backed Securities
BOFA	Bank of America
BRICS	Brésil, Russie, Inde, Chine, Afrique du Sud
CDS	Credit Default Swaps
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium
FAD	Federal Agency Debt
FAVAR	Factor Augmented Vector Autoregressive models
Fed	Federal Reserve
FOMC	Federal Open Market Committee
GVAR	Global Vector Autoregressive models
GVECM	Global Vector Error Correction Model
IDE	Investissement direct à l'étranger
LSAP	Large Scale Asset Program
MBS	Mortgage Backed Securities
PVAR	Panel Vector Autoregressive models
QE	Quantitative Easing
Qual VAR	Qualitative Vector Autoregressive models
RBC	Real Business Cycle
SFC	Stock Flux Cohérent
SVAR	Structural Vector Autoregressive models
TVP VAR	Time Varying Parameter Vector Autoregressive models
U.S.A.	United States of America
USD	United State Dollar
VAR	Vector Autoregressive models
ZLB	Zero Lower Bound



# Introduction générale

Lors d'une communication devant les grandes entreprises industrielles brésiliennes en septembre 2010, le ministre des Finances, Guido Mantega, évoque l'existence d'une « guerre monétaire » sévissant au niveau mondial. Les politiques monétaires très expansionnistes, notamment non conventionnelles, des pays développés pour lutter contre la crise de 2008 entraînent selon ses dires des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes. Ce phénomène de « guerre monétaire » illustre le fait qu'en menant ces politiques, les autorités monétaires des pays centraux déprécient leurs monnaies et gagnent en compétitivité-prix, au détriment des pays périphériques. En 2012, la présidente du Brésil, Dilma Roussef, ajoute que « la crise [économique] ... ne se règlera pas ... par des politiques de *Quantitative Easing* qui ont entraîné ce que l'on ne peut qualifier que de tsunami monétaire, ont mené à une guerre des monnaies, et ont créé des formes de protectionnisme nouvelles et perverses dans le monde »<sup>2</sup>. Dans la droite ligne de son ministre des Finances, elle accuse les pays développés d'utiliser des « politiques d'appauvrissement du voisin » depuis la crise économique et financière mondiale.

La politique monétaire américaine est depuis plus d'un demi-siècle au centre de l'économie mondiale. L'adoption de l'étalon-dollar, à la suite des accords de Bretton Woods en 1944, a donné à la monnaie américaine une suprématie dans les échanges internationaux. L'accumulation de réserves de change en dollar dans tous les pays date de l'après-guerre. Malgré l'abandon de ce régime de change en 1971, le dollar conserve un rôle dominant dans le système monétaire international. Ce rôle n'est aujourd'hui plus institutionnalisé, mais demeure grâce aux conditions et aux fonctions inhérentes à la monnaie internationale, remplies par le dollar (Benassy-Quéré et Pisani-Ferry (2011), Aglietta et Coudert (2014)). En effet, le dollar américain est pleinement convertible, les États-Unis ont une taille critique assez importante et les marchés financiers sont suffisamment développés. En tant que monnaie internationale, il rassemble alors les trois fonctions caractéristiques de la monnaie, mais à une échelle globale. C'est une unité de compte, un moyen de transaction et une réserve de valeur internationale. En 2018, le dollar représente 62% des réserves de change des pays du monde, devant l'euro (20%) et le yen (5%)<sup>3</sup>. Ces valeurs sont d'ailleurs relativement stables dans le temps. Outre son rôle de réserve de valeur, le

---

2. Dilma Roussef, discours durant la cérémonie de l'Engagement National à l'Amélioration des Conditions de Travail dans l'Industrie de la Construction, 1 mars 2012.

3. Données issues de la base COFER du FMI.

dollar est la première monnaie en termes de transactions internationales. Il représente, en 2016, 88% des transactions sur le marché des changes avec un volume total journalier de 4 438 milliards de dollars<sup>4</sup>. À titre de comparaison, l'euro ne représente que 31% et le yen seulement 22% des transactions internationales.

La place de la monnaie américaine, au centre du système monétaire international, lui confère des effets internationaux. Son importance dans les réserves de change comme dans les transactions internationales la rend sensible aux décisions de politique nationale. Mondialement utilisée, la monnaie américaine crée des effets de report internationaux dus aux décisions de politique monétaire. Lorsque la banque centrale américaine, la Réserve fédérale ou Fed, adopte des orientations de politique monétaire, cela crée mécaniquement des pressions à l'appréciation ou à la diminution de la valeur du dollar. Le taux de change, prix relatif de deux monnaies, est régi par les mécanismes de marché. Les interactions entre l'offre et la demande sur le marché des changes vont produire un prix d'équilibre, le taux de change. Par une politique monétaire plus expansionniste, la banque centrale américaine augmente la liquidité créée dans le système financier. Cet accroissement, toutes choses égales par ailleurs, provoque une hausse de l'offre de monnaie. Dans la mesure où cette augmentation de l'offre ne rencontre pas un accroissement de la demande au moins égal, par simple mécanisme de marché, la monnaie américaine va se déprécier par rapport aux autres devises. Dans le cas où la Fed adopterait une politique monétaire plus restrictive, le raisonnement est inversé. De ce fait, la moindre décision prise par l'institution monétaire va avoir des effets internationaux. Dans la mesure où les transactions internationales se font pour 88% en dollar, les mouvements de taux de change vont entraîner des améliorations ou des détériorations de compétitivité-prix des pays tiers. Sachant que les coûts de production comme les prix comportent des rigidités, cette perte de compétitivité peut avoir des effets macroéconomiques importants. Les effets de report peuvent être définis, dans notre contexte, selon la spécification de Baks et Kramer (1999) de la façon suivante : « [...] l'excès de liquidité dans un centre financier peut influencer les conditions financières ailleurs ». Cette spécification tient alors au canal financier et ne doit pas être confondu avec le phénomène de contagion (Masson (1999)). Rigobon (2016) ajoute que les effets de report se produisent quelle que soit la conjoncture économique, bonne ou mauvaise. C'est donc dans cette définition globale des effets de report que s'inscrit notre travail de thèse.

Pour pallier la volatilité des taux de change vis-à-vis du dollar et ses effets conjoncturels, les pays émergents ont pu choisir d'adopter un régime de change fixe ou intermédiaire en ancrant leur monnaie sur la devise américaine (Broda et Romalis (2011)). Les estimations de Bénassy-Quéré et *al.* (2006) montrent que plus de la moitié des régimes de change administrés sont ancrés sur le dollar. En 2012, 44 pays ont choisi le dollar comme monnaie d'ancrage, contre 27 pour l'euro<sup>5</sup>. Calvo et Reinhart (2002) montrent que les pays émergents ont peur du flottement. Outre l'argument commercial, ils ajoutent plusieurs

---

4. Données issues de la BRI. <https://stats.bis.org/statx/srs/table/d11.3>.

5. IMF, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2013.

autres déterminants macroéconomiques du choix du régime de change. Le premier plaidant en la faveur d'un régime de change fixe est l'inflation (Ghosh et *al.* (1996)). Lorsque les pays souffrent d'une inflation élevée et non maîtrisée, le fait d'abandonner l'autonomie de la politique monétaire en ancrant le taux de change de sa monnaie sur une devise qui a une inflation faible peut permettre à un pays d'importer la crédibilité et réduire les pressions inflationnistes. L'autorité monétaire s'engage à ajuster la création monétaire en fonction des pressions sur le taux de change (Obstfeld et Rogoff (1995)). La dollarisation des passifs est un second argument en faveur de l'adoption d'un régime de change fixe ou intermédiaire. L'endettement des banques comme des entreprises en monnaie étrangère fait peser un risque de bilan lorsque la monnaie nationale se déprécie. Le coût de la dette des agents augmente à cause des variations du taux de change. Dans de tels cas, l'ancrage du taux de change sur la monnaie de financement donne plus de stabilité aux bilans des agents endettés en devises (Calvo (2002), Choi et Cook (2004)). Ce dernier argument s'entend aussi lorsque l'on considère l'endettement souverain des pays émergents en devises reflétant le concept de « pêché originel » (Eichengreen et *al.* (2005))

Si l'adoption d'un régime de change fixe ou intermédiaire peut permettre d'acquérir un certain degré de stabilité financière dans les pays émergents, les pressions sur les taux de change doivent être contenues par les autorités monétaires nationales. Le Triangle d'incompatibilité, développé par l'économiste Mundell dans les années 60, montre que dans le cas où le pays serait ouvert aux capitaux internationaux, l'adoption d'un régime de change fixe doit se traduire par un abandon de l'autonomie de sa politique monétaire. De ce fait, si la monnaie d'ancrage est le dollar, le pays émergent devra suivre les mêmes orientations que la Fed lorsque celle-ci adapte ses instruments aux cibles internes. Il peut alors se produire un conflit majeur pour le pays émergent entre ses objectifs internes (inflation, croissance, chômage) et externes (stabilité du taux de change). Cela peut se solder par des crises de change et des crises financières. C'est l'exemple de la crise mexicaine de 1994, dont une des causes a été l'augmentation des taux directeurs par la Fed la même année (Musacchio (2012)).

La politique monétaire américaine n'a pas que des effets directs sur le taux de change par les mécanismes de marchés portant sur les quantités. En effet, la mise en œuvre d'une politique monétaire plus expansionniste aux États-Unis s'opère par le biais de son instrument principal, le taux d'intérêt des « *Fed funds* ». En abaissant ce dernier, la Fed crée une augmentation de la création de liquidité par le secteur bancaire. Les théories de la courbe des taux montrent de plus que cette diminution des taux de court terme se répercute sur les taux de long terme (Hanson et Stein (2015)). De ce fait, une diminution des taux de long terme aux États-Unis engendre une réallocation de portefeuille des investisseurs internationaux. En effet, la diminution des taux d'intérêt se traduit par une dégradation des rendements des titres américains. Les agents qui ciblent un rendement espéré de leur portefeuille vont être amenés à vendre des titres américains tout en achetant d'autres actifs financiers correspondant à leur couple risque-rendement. Les taux d'intérêt



élevés dans les pays émergents vont donc attirer des mouvements de capitaux entrants. La monnaie du pays émergent va de surcroît être demandée, en échange du dollar qui sera vendu. Cela crée des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et à la dépréciation du dollar américain.

Depuis les années 90, la politique monétaire américaine, en termes de taux d'intérêt de court terme, est au centre des déterminants des mouvements de capitaux vers les pays émergents. Elle est considérée comme un facteur global important, aussi appelé « *push* », des flux de capitaux (Jeanneau et Micu (2002)). La littérature a montré que les orientations de la Fed induisaient des entrées lorsque les taux sont faibles, comme des sorties de capitaux lorsqu'ils sont élevés, dans les pays périphériques (Calvo et *al.* (1993, 1996)). Cette relation n'est d'ailleurs pas linéaire dans le temps, des taux d'intérêt élevés aux États-Unis peuvent aussi créer des mouvements de capitaux entrants dans les pays émergents (Jeanneau et Micu (2002)). Ces flux de capitaux mènent alors à des variations des prix d'actifs (Ehrmann et Fratzscher (2009)). Ces mouvements sont d'ailleurs plus sensibles aux facteurs « *push* », notamment le taux d'intérêt des États-Unis, qu'aux facteurs macroéconomiques nationaux « *pull* » (Fernandez-Arias (1996), Cartapanis et Gimet (2015)).

Les décisions de la Fed portant sur son taux d'intérêt directeur, motivées par des objectifs purement nationaux, peuvent alors créer des effets de report internationaux sur les flux de capitaux et les taux de change des pays émergents. Or, depuis novembre 2008, la Réserve fédérale s'est engagée dans une politique monétaire d'un nouveau genre. Si, avant cette date, les banques centrales utilisaient traditionnellement les taux directeurs pour agir sur leurs économies, l'activisme de la Fed pour répondre à la crise l'a contrainte à trouver des solutions différentes pour relancer l'économie. L'instrument conventionnel de la Réserve fédérale, le taux des *Fed funds*, a été abaissé à 0% dès novembre 2008. L'adoption de nouveaux outils monétaires pour relancer la croissance économique aux États-Unis, quand le taux de court terme ne peut plus être utilisé, prend sa source dans deux expériences historiques contemporaines.

La première remonte aux années 60 aux U.S.A. (Meltzer (2009)). En 1960, l'administration Kennedy doit faire face à un contexte économique morose. D'avril 1960 à février 1961, les États-Unis sont en récession. Malgré la montée du chômage amorcée en 1960, les politiques de l'administration Eisenhower demeurent les mêmes. La politique budgétaire se trouve même être restrictive, le déficit budgétaire étatsunien passe, entre 1959 et 1960, d'environ 12 milliards de dollars à un excédent de 510 millions l'année suivante<sup>6</sup>. Le gouvernement d'alors justifie une telle politique restrictive par le fait qu'un déficit budgétaire entraînerait des pressions inflationnistes et donc affaiblirait le dollar. Pour les mêmes raisons, la politique monétaire n'a que peu évolué. Malgré une diminution du taux d'intérêt réel à la première moitié de l'année 1960, sur la même période, la base monétaire

---

6. Source : White House Office of Management and Budget.

réelle s'est réduite. La banque centrale américaine et le gouvernement américain réfléchissent alors à un moyen de mettre en place une politique monétaire expansionniste. Si l'instrument conventionnel était à l'époque envisageable, car autour de 3%, les accords de Bretton Woods, encore en vigueur, ne permettaient pas de s'en servir sans entraîner une forte fuite des capitaux. En effet, due à l'organisation du système monétaire international, une diminution des taux de rendement de court terme vis-à-vis de l'Europe, toutes choses égales par ailleurs, entraîne un arbitrage des agents qui vont convertir les actifs en dollar qu'ils possèdent contre de l'or. Cette situation est d'autant plus crédible que les taux d'intérêt en Europe sont élevés puisque le vieux continent connaissait une période de prospérité économique. De plus, sur cette période, le prix de l'or était en forte croissance sur les marchés ce qui rend les transactions des opérateurs de marché plus profitables. Les États-Unis ayant connu un épisode de diminution de leur stock d'or durant l'année 1960, la volonté des autorités monétaires et fédérale est donc de trouver un moyen de stabiliser leurs réserves tout en donnant un stimulus économique. En février 1961, peu après l'élection de Kennedy à la tête des USA, le FOMC (*Federal Open Market Committee*), organe décisionnel de la Fed en matière de politique monétaire, décide de mettre en place une politique d'un genre nouveau. Alors que traditionnellement la Réserve fédérale était engagée dans une politique monétaire de « *Bills-only* » (achats seulement de titres de court terme), celle-ci, sous la pression du gouvernement en cours, se tourne vers les achats de titres de plus long terme. La politique menée consiste à acheter des titres de dette souveraine américaine tout en vendant, pour un montant similaire, des titres de court terme que la Fed dispose à son bilan. Cela ne va donc pas modifier le montant de ce dernier, mais seulement sa structure. On appelle cette politique monétaire, une politique d'assouplissement du crédit ou « *Credit Easing* ». Il n'y a que l'actif du bilan de la banque centrale qui va évoluer. Le passif comme le montant du bilan sont ici immuables. Cette technique monétaire répond aux contraintes auxquelles font face les USA. En vendant des titres de court terme, la banque centrale permet de soutenir le taux de rendement de court terme au-dessus des 2%. Cela permet alors de réduire les tensions sur la fuite de capitaux et mécaniquement la baisse du stock d'or. Parallèlement, les achats de titres de long terme doivent entraîner, toutes choses égales par ailleurs, une pression à la baisse sur les taux de rendement de long terme. Ainsi, l'effet théorique attendu est l'aplatissement de la courbe des taux passant par une augmentation des taux courts et une diminution des taux longs. Ce programme est alors appelé « *Operation Nudge* » (Opération poussée) puis « *Operation Twist* » en hommage au style de danse alors très à la mode dans ces années aux USA. Les « *Operation Twist* » se traduisent par l'achat de 8,8 milliards de dollars américains de titres de long terme, soit 4,6% des bons du Trésor américains alors en circulation. Alon et Swanson (2011) prouvent, par le biais d'une étude économétrique des effets d'annonce, que cet instrument est responsable d'une baisse de 0,15 point de pourcentage du taux de rendement des bons du trésor américain de long terme.

La seconde expérience est plus récente puisqu'elle s'est produite durant les années

2000. Depuis le début des années 1990, le Japon souffre d'une grave récession due à l'éclatement de bulles sur les prix d'actifs. Celle-ci s'installe durant plus de 10 ans, donnant lieu à l'appellation « décennie perdue », et laisse les autorités sans moyen pour enrayer cette mécanique vicieuse. Les instruments traditionnels de la politique monétaire ont déjà atteint le taux plancher aux alentours de zéro. Néanmoins, la croissance économique ne redémarre toujours pas et le taux d'inflation est négatif. Le Japon est alors en situation de « trappe à la liquidité » (Krugman 2000). La politique monétaire est inefficace et dans l'impasse. De la même manière que pour les U.S.A. dans les années 60, la banque centrale ne peut pas agir sur son taux directeur. La mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle au Japon s'est alors opérée en mars 2001 sur trois axes (Bowman et al. (2011)). Le premier axe réside dans le changement de cible de la banque centrale. Jusqu'alors, celle-ci ciblait la quantité de base monétaire. À partir de 2001, son objectif porte sur la monnaie en réserve des banques de second rang. De ce fait, elle s'attache à saturer les contraintes de réserve qui pèsent sur les institutions monétaires. Le deuxième axe est son engagement à agir tant que l'inflation ne se sera pas stabilisée. Enfin, le troisième axe se traduit par une augmentation des achats de titres de dette souveraine japonaise, et plus précisément des titres de long terme. En faisant cela, et contrairement à la Fed dans les années 60, elle ne stérilise pas ses opérations. C'est-à-dire qu'elle ne vend pas le même montant de titres de court terme qu'elle n'achète des titres de long terme. À la place, l'autorité monétaire crée de la monnaie banque centrale qui est directement intégrée au bilan des banques commerciales. On parle ici d'assouplissement quantitatif ou de « *Quantitative Easing* » (QE). Elle détient en moyenne 16% des bons souverains japonais de moyen et long terme à son bilan, entre 2001 et 2005 (Oda et Ueda (2007)). Cette politique se termine en 2006, lorsque le pays connaît un taux d'inflation positif durant trois mois consécutifs.

En novembre 2008, le *Federal Open Market Committee* (FOMC), en charge de la mise en œuvre de la politique monétaire américaine, décide d'annoncer un programme d'achat de titres au bilan des banques de second rang. La crise financière, venant directement de l'éclatement de la bulle du crédit hypothécaire, entraîne de grandes difficultés pour les banques. Celles-ci font face à une contrainte de liquidité importante. En effet, avec la perte de valeur des biens immobiliers, beaucoup d'agents qui ne pouvaient rembourser leurs crédits à taux variables font défaut. Le système de crédit hypothécaire stipule que dans de tels cas, la banque est propriétaire des biens immobiliers adossés aux crédits. Toutefois, la chute du prix de ces actifs fait que leur vente ne permet pas aux banques de retrouver l'argent prêté aux agents. Et plus il y a de ventes, plus le prix de marché continue de chuter. Pour endiguer cela, la banque centrale américaine décide de racheter ces titres de façon ferme, c'est-à-dire sans revente future. En échange de ces achats, elle offre aux banques de second rang de la monnaie banque centrale. Cette monnaie permet alors de desserrer la contrainte de liquidité qui pèse sur elles. La banque centrale achète donc des titres hypothécaires (*Mortgage Backed Securities* ou MBS), et des titres d'agence (*Federal*

*Agency Debt*). En plus de cela, elle s'engage sur l'achat de titres de long terme de dette gouvernementale américaine (*Treasuries*). Ces achats permettent à la fois d'augmenter la liquidité présente au bilan des banques pour pouvoir prêter, mais aussi de diminuer le rendement de ces titres en augmentant leurs prix sur les marchés. En plus de ces acquisitions qui représentent la politique d'assouplissement quantitatif ou « *Quantitative Easing* » (QE), la banque centrale communique sur le futur de la politique monétaire toutes les 6 semaines (« *Forward Guidance* »). Cela permet de guider les anticipations des agents et ainsi de réduire l'incertitude face à la politique monétaire future.

De novembre 2008 à août 2010, nous parlons de QE1 pour définir le premier volet de l'intervention de la Fed. Cela représente des achats de 175 milliards de titres d'agence, 300 milliards de dettes souveraines américaines de long terme (*Treasuries*) et 1250 milliards de MBS. De plus, durant cette période, la Fed décide que lorsque les titres qu'elle achète arrivent à échéance, c'est-à-dire quand ils sont remboursés par l'émetteur, le montant est réinvesti dans le but de ne pas faire décroître la taille du bilan. Ce principe est extrêmement important, car cela signifie que tout achat supplémentaire s'ajoute aux montants déjà détenus.

En août 2010, Ben Bernanke, alors gouverneur de la Fed, se doit de continuer les interventions, car l'économie américaine n'atteint toujours pas les cibles en termes d'inflation, de croissance économique et de taux d'emploi. Le QE2 est annoncé. Il consiste en l'achat de bons du Trésor seulement. Deux grandes phases peuvent être distinguées : les achats fermes moyennant création de liquidité annoncés en novembre 2010, et les twists de 2011 et 2012 entre des titres de dette gouvernementale à échéance 6 ans et plus et d'autres à échéance 3 ans et moins. Cette dernière phase ne va pas sans rappeler l'expérience des années 1960 que nous avons évoquée.

En août 2012, les résultats en termes d'inflation, de croissance et de plein emploi, ne sont toujours pas à la hauteur des attentes. La Fed se lance dans un troisième volet de politique monétaire non conventionnelle. Celui-ci est encore plus imposant que les derniers puisqu'il donne un rythme aux achats. Jusqu'alors, l'acquisition de titres était décidée et mise en place à la suite, suivant un calendrier déterminé, sur une courte période. Ici, les achats sont mensuels. Ce sont 40 milliards de titres hypothécaires et 45 milliards de bons du Trésor qui sont acquis mensuellement sur la période.

Fin mai 2013, Ben Bernanke, toujours gouverneur de la Banque centrale américaine, annonce que le rythme des achats va être amené à diminuer au fur et à mesure du temps jusqu'à les arrêter à terme. La banque centrale répond alors à la reprise de l'inflation et de la croissance économique aux États-Unis. Elle utilise ici dans un premier temps le guidage des anticipations avant la diminution du rythme des achats qui ne débute qu'en décembre 2013. Cette période est appelée « *Tapering*<sup>7</sup> ». La diminution est graduelle et, en octobre 2014, plus d'achats nets ne sont opérés.

Toutefois, n'oublions pas que la décision de 2010 stipule que le bilan de l'autorité moné-

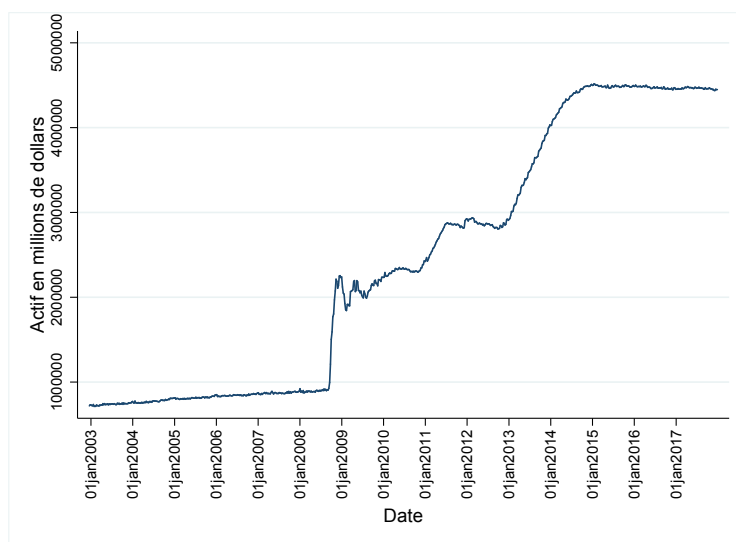
---

7. Rétrécissement en français.

taire doit demeurer stable en terme nominal. Cela signifie que même s'il n'y a pas d'achats supplémentaires après octobre 2014, les titres arrivés à échéance, et donc remboursés, sont réinvestis par l'autorité monétaire. On a donc une stabilité dans les montants à l'actif de la banque centrale.

La figure 1 présente l'évolution de l'actif de la Fed entre 2003 et 2017. La politique monétaire non conventionnelle débutée en novembre 2008 a multiplié la taille de bilan par 5 entre début 2008 et fin 2017. Cet ordre de grandeur interpelle par sa dimension étant donné la stabilité du bilan de l'autorité monétaire avant 2008.

FIGURE 1 – Évolution de l'actif de la Réserve fédérale en millions de dollars



Données : Fed

Les cibles macroéconomiques atteintes et l'accroissement de la marge de manœuvre de la politique monétaire devenant nécessaire (Dupuy et Lacueille (2018)), la Fed commence à réduire son bilan de façon progressive en octobre 2017. Cette dernière phase est appelée normalisation du bilan de la Fed. Ce volet ne doit pas être réduit à l'augmentation des taux directeurs que l'autorité monétaire a opérée dès décembre 2015. La diminution de la taille du bilan se produit aussi à un rythme annoncé avant le début des opérations. Pour éviter de déstabiliser la sphère financière et entraîner des retournements dans la tendance des cibles macroéconomiques de l'autorité monétaire, la réduction du bilan ne se concrétise pas par des ventes. C'est en réalité le principe de réinvestissement du capital des titres arrivés à échéance qui n'est plus maintenu. Il a été décidé en 2017 que les remboursements en principal des titres à échéances seront réinvestis pour la part qui excède 6 milliards par mois pour les bons du Trésor et 4 milliards pour les titres d'agence et MBS. Ces plafonds sont rehaussés tous les trois mois de respectivement 6 et 4 milliards jusqu'à atteindre 30 milliards de dollars par mois. Toutefois, en mars 2019, le gouverneur de la Fed, Jérôme Powell, est revenu sur le rythme de la normalisation du bilan en abaissant le plafond pour les bons du Trésor à 15 milliards par mois. De plus, les titres hypothécaires et les titres d'agence arrivés à échéance seront réinvestis, à partir d'octobre 2019, en bons du

Trésor jusqu'à 20 milliards par mois, l'excédent étant toujours replacés en MBS et titres d'agence. Cette nouvelle laisse à penser que le bilan de la Fed demeurera supérieur à son niveau d'avant crise. La liquidité créée cette dernière décennie ne sera pas entièrement détruite.

En février 2015, lors d'un discours donné dans le cadre de la conférence bimensuelle des gouverneurs des banques centrales du monde, Fabrizio Saccomanni, ancien ministre de l'économie et des finances italien, revient sur l'actualité de la finance internationale depuis l'éclatement de la crise économique et financière de 2008. Il affirme que l'envergure inédite des interventions des banques centrales des pays développés s'est répercutée sur les pays émergents par le biais de mouvements de capitaux et d'instabilité de leur taux de change. De ce fait, et au vu des effets de report internationaux qui se produisaient déjà pour la politique monétaire américaine conventionnelle (Calvo et *al.* (1993, 1996), Calvo et Mendoza (2000), Arora et Cerisola (2001), Mackowiak (2007)), cette thèse va s'attacher à montrer  **dans quelle mesure les pays émergents ont effectivement été affectés par les conséquences internationales des mesures non conventionnelles de la Réserve fédérale à la suite de la crise de 2007/2008.**

De cette question centrale, trois axes de recherche émergent naturellement. Le premier axe se concentre sur  **les mécanismes qui entrent en jeu pour expliquer les effets de report de cette politique monétaire non conventionnelle.**

Le second axe concerne  **les impacts de la politique monétaire américaine non conventionnelle sur les flux de capitaux et les taux de change des pays émergents durant les différentes phases de sa mise en œuvre.**

Le troisième axe se focalise sur  **l'existence des moyens qui permettent à ces pays de se protéger des conséquences internationales des orientations prises par la Fed.**

Ces questions de recherche sont d'une importance cruciale. Si la politique monétaire d'un seul pays est capable de déstabiliser la sphère économique et financière mondiale, il est alors primordial d'en étudier les mécanismes, les effets empiriques ainsi que les moyens de protection envisageables.

Pour répondre à ces questions, notre thèse s'articule en trois parties.

Dans la première partie, nous établissons une revue de la littérature théorique et empirique sur les mécanismes sous-jacents aux effets de report internationaux de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Le premier chapitre se concentre sur les trois grands canaux de transmission internationaux. Les canaux du signal, de réallocation de portefeuille et de liquidité font partie intégrante du prisme retenu par la littérature (Bauer et Neely (2014), Lim et *al.* (2014)) pour étudier les mécanismes à l'œuvre dans les effets de report internationaux. Dans le second chapitre, nous nous intéressons à l'assise théorique des conséquences de la politique monétaire américaine. Nous observons d'ailleurs que peu

d'auteurs ont entrepris de démontrer les effets de report dans un tel cadre. Enfin, dans un troisième chapitre, nous relevons les effets de report du QE de la Fed qui ont été démontrés empiriquement dans la littérature. Nous abordons les conséquences sur les taux de change et les flux de capitaux entre la période expansionniste (entre 2008 et mi-2013) et celle de ralentissement graduel et de normalisation de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. De cette première partie, balayant l'ensemble de la littérature sur le sujet, nous notons des difficultés à comparer les articles entre eux au vu de la multitude des variables de mesure de la politique monétaire américaine, de la diversité des échantillons et des méthodes adoptées. Nous montrons toutefois que les études sont quasi unanimes sur l'existence d'effets de report, que ce soit durant les trois premières phases du QE, que durant le *Tapering*. Le manque de travaux visant à comparer les différentes périodes entre elles est aussi un constat de cette première partie, auquel s'ajoute la non-prise en compte de la phase de normalisation du bilan de la Fed.

Pour pallier ces carences, nous choisissons, dans la seconde partie de notre travail de thèse, de tester empiriquement les effets de report sur les prix d'actifs émergents. L'originalité de notre travail est de se concentrer ici sur l'hétérogénéité de ces effets. Pour ce faire, nous construisons un raisonnement en plusieurs étapes nous permettant d'établir des conclusions vis-à-vis des indicateurs de politique monétaire non conventionnelle retenus, ainsi que des méthodes utilisées. Le premier chapitre se concentre sur l'analyse des effets de report internationaux de la politique monétaire de la Fed par le biais d'indicateurs de taux d'intérêt. L'objectif est ici de relever des hétérogénéités temporelles dans les effets de report. Nous utilisons le taux fantôme, synthèse de la politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle, puis la « surprise monétaire » estimée par le biais d'un VAR sur les données américaines. Nous établissons que les effets de report sont les plus importants lors du premier volet de politique monétaire non conventionnelle. Le second chapitre révèle des hétérogénéités en fonction des modalités qu'utilise la Fed durant le QE. Par le biais d'indicateurs de bilan, nous estimons les effets des achats de chaque type de titre de long terme acquis par la banque centrale américaine sur les prix d'actifs émergents. Nos résultats concluent que les achats de bons du Trésor de long terme sont ceux qui ont le plus d'effets de report sur les prix d'actifs émergents. Enfin, nous nous concentrons sur l'hétérogénéité des effets de report en fonction des pays dans un troisième chapitre. En considérant individuellement les pays émergents de notre échantillon, nous montrons que tous les pays ne sont pas égaux face aux effets de report. Nous abordons aussi les effets de la normalisation de la politique monétaire américaine, qu'elle passe par la diminution de son bilan ou par l'augmentation de ses taux de court terme. Nous montrons que tous les pays ne réagissent pas de la même façon au choc de politique monétaire non conventionnelle. Les pays d'Asie sont par exemple les moins sensibles. De plus, nous ajoutons qu'il n'y a pas de réelle symétrie dans les effets de report. Les entrées de capitaux durant la période expansionniste ne se traduisent pas empiriquement par des sorties durant la phase de normalisation.

La dernière partie de notre travail de thèse se concentre sur les moyens qui s’offrent aux pays émergents pour s’isoler des conséquences internationales de la politique monétaire américaine dont nous avons démontré l’existence dans la seconde partie. Notre analyse fait écho aux travaux de Rey (2013) qui montre que les pays émergents sont exposés au cycle financier mondial impulsé par la politique monétaire américaine, et ce, quel que soit le régime de change adopté. Nous nous intéressons alors à deux moyens mis en place par les pays, les contrôles de capitaux et la politique macroprudentielle. Dans un premier chapitre, la revue de la littérature traitant de l’efficacité de ces outils pour gérer les mouvements de capitaux dans les pays émergents n’établit pas de conclusions claires. En ce qui concerne les contrôles de capitaux, ceux-ci peuvent entraîner une modification des mouvements entre les capitaux de court terme spéculatifs et ceux de long terme stables. Toutefois, ce résultat n’est pas robuste dans toutes les études, selon les pays et les périodes considérés. La significativité des effets est souvent conditionnée au contexte, au pays ou à la période. Les études traitant de la politique macroprudentielle comme outil de stabilisation des mouvements de capitaux sont aussi peu nombreuses et n’offrent pas de conclusions tranchées. Ainsi, dans le second chapitre, nous testons les effets de ces mesures tout en contrôlant par la politique monétaire américaine. Les bases de données de Cerutti *et al.* (2017) et Fernández *et al.* (2016) nous permettent de donner des conclusions quant à l’efficacité de ces politiques dans une dimension extensive. Nous montrons que les contrôles de capitaux sont peu efficaces pour expliquer une diminution des entrées brutes de capitaux. À l’inverse, certaines mesures macroprudentielles permettent effectivement de désinciter les spéculateurs. Le troisième chapitre élargit l’analyse à l’existence possible de non-linéarités mises à jour par la littérature. Nous testons alors l’efficacité des contrôles de capitaux et des politiques macroprudentielles sous contrainte de différents régimes. Plus précisément, nous montrons que l’accumulation de contrôles de capitaux est une condition nécessaire à leur efficacité. À l’inverse, utiliser beaucoup d’instruments macroprudentiels diminue leur efficacité. Nous établissons aussi que l’efficacité de ces derniers est conditionnée à un seuil sur la politique monétaire américaine, plus précisément sur le taux d’intérêt de long terme, et sur la qualité des institutions du pays qui les adopte.





## Première partie

# Les effets de report de la politique non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents : Une revue de la littérature<sup>8</sup>

---

8. Soumis à la Revue d'Économie Politique.



# Introduction Partie I

En décembre 2008, la Réserve fédérale américaine réduit son taux d'intérêt directeur aux alentours de zéro. Cette situation, appelée « Zero Lower Bound » (ZLB), oblige la banque centrale à adopter de nouvelles mesures pour contrer la crise économique qui continue de toucher le pays. Son principal instrument, borné à la limite zéro, ne peut être manipulé pour mener une politique plus expansionniste. Ayant anticipé que sa politique monétaire dite conventionnelle ne suffirait pas à relancer l'économie américaine, la Fed a décidé de mettre en place une politique non conventionnelle. Se lançant dans des achats de titres sur les marchés secondaires, ayant pour but d'agir sur la courbe des taux et réduire les pressions sur les taux longs, la banque centrale américaine s'est engagée dans des politiques non conventionnelles dès novembre 2008. Cependant, son intervention sur des marchés sur lesquels elle était traditionnellement absente a eu des effets de report que la Fed n'avait pas anticipés. Un certain nombre de pays émergents se sont soulevés pour dénoncer les mesures prises par l'autorité monétaire américaine. Cette intervention a été accusée d'être une politique « d'appauvrissement du voisin ». Les pays émergents se sont plaints d'une appréciation de leurs monnaies relativement au dollar et donc d'une perte de compétitivité. À cela s'ajoutent d'importants flux de capitaux entrants pouvant aller jusqu'à déstabiliser les marchés financiers dans ces pays. Si dans la phase expansionniste, les pays émergents disent avoir souffert de ces effets de report, lorsque la Fed annonce, en mai 2013, vouloir réduire progressivement ses achats sur les marchés jusqu'à les arrêter totalement sur le moyen terme, ces mêmes pays ont connu de graves turbulences. Certains, comme le Brésil et la Turquie, ont connu d'importantes crises de balance des paiements.

L'objectif de cette première partie est de montrer, à travers une revue de la littérature, dans quelle mesure la banque centrale américaine est responsable des mouvements de capitaux et de taux de change des pays émergents entre 2008 et aujourd'hui.

Pour ce faire, le premier chapitre se concentre sur les canaux de transmission de cette politique monétaire non conventionnelle. En effet, pour saisir les implications de telles mesures, nous devons dans un premier temps comprendre comment ces nouveaux instruments de politique monétaire peuvent fonctionner et entraîner de quelconques effets de report.

Ensuite, nous analysons comment la littérature théorique appréhende la politique monétaire non conventionnelle. Cela permet de dresser un état des lieux des différents effets qui peuvent être anticipés d'une telle politique. Nous établissons aussi que plusieurs

cadres théoriques, plusieurs optiques de modélisation et variables de la politique monétaire peuvent être envisagés pour représenter les effets de la politique monétaire non conventionnelle.

Enfin, nous apportons, grâce à la littérature empirique, des réponses vis-à-vis des effets de report du « *Quantitative Easing* » (QE) sur les pays émergents, en passant en revue les études qui se sont intéressées à ce thème. Nous pouvons apprécier la robustesse des résultats en étudiant les différentes méthodes ainsi que les différentes variables retenues pour représenter le QE. Dans ce chapitre, nous distinguons aussi entre la phase expansionniste de la politique monétaire et son ralentissement graduel. Cela nous aide à observer s'il existe une symétrie entre ces deux phases dans les effets de report. Cette symétrie se traduirait par des sorties de capitaux, lors de la normalisation, de même ampleur que les entrées ayant eu lieu pendant les phases d'achat du QE.

# Chapitre 1 : Les principaux canaux de transmission internationaux de la politique non conventionnelle

## Introduction Chapitre 1

Depuis la mise en place de la politique monétaire ultra accommodante, la littérature s'est penchée sur son mode de fonctionnement. Si les canaux de la politique monétaire conventionnelle sont connus et étudiés depuis plusieurs années (voir Mishkin (1996)), la mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle s'est faite sans que l'on n'en connaisse réellement les mécanismes sous-jacents. Comme Ben Bernanke le dit lui-même en 2014 lors d'une discussion à l' « *Institution Brooking* » : « le problème avec le « *Quantitative Easing* » est qu'il fonctionne en pratique, mais pas en théorie ». Depuis 2008, les économistes se sont alors efforcés de mettre à jour les canaux de transmission de cette politique ultra accommodante. Dans un premier temps, les études se sont attachées à étudier le fonctionnement de la politique monétaire non conventionnelle à une échelle nationale. Puis, l'émergence d'effets de report internationaux a poussé les économistes à s'intéresser à ces canaux dans une dimension internationale.

Dans ce premier chapitre, nous allons donc étudier les canaux de transmission de la politique monétaire non conventionnelle que la littérature a fait émerger. Ici, le répertoire de ces canaux de transmission s'inscrit dans l'optique d'un certain nombre d'auteurs comme Neely (2015), Bauer et Neely (2014), Bauer et Rudebush (2013), Lim et *al.* (2014) ou encore Gagnon et *al.* (2011). Cette typologie de canaux de transmission est adoptée par les auteurs que ce soit dans une optique nationale ou internationale. L'internationalisation des marchés financiers et de la monnaie américaine permet à ces auteurs de retenir les canaux de transmission nationaux pour étudier la transmission internationale de la politique monétaire non conventionnelle.

Dans un premier temps, nous détaillons les sources et les implications du canal du signal de la politique monétaire non conventionnelle. Ensuite, nous traitons du canal de la réallocation de portefeuille. Enfin, nous expliquons les mécanismes liés au canal de la liquidité.

## I. Le canal du signal

Le canal du signal est un mécanisme qui s'appuie sur les anticipations des agents et l'ancrage de celles-ci dans le temps. Nous pouvons le définir comme la faculté de la banque centrale à rassurer les marchés sur l'avenir économique. Dans ce cadre, la politique monétaire agit sur deux notions. Comme le relève Bekaert et *al.* (2013), elle interagit à la fois avec l'incertitude des marchés et avec l'aversion pour le risque. Pour l'étude d'un tel mécanisme, nous nous intéresserons dans un premier temps au rôle des anticipations des agents dans la conduite de la politique monétaire, puis nous verrons que ce canal du signal est aussi primordial vis-à-vis de la perception du risque des agents.

### A. L'anticipation des agents comme élément clé de la politique monétaire et de la construction de la courbe des taux

Que ce soit vis-à-vis de la politique monétaire conventionnelle ou non conventionnelle, l'un de ses objectifs intermédiaires est de fixer les anticipations des agents. Depuis les travaux de Muth (1961) et Lucas (1972), les anticipations sont un ingrédient indispensable au fonctionnement de l'économie. Les agents décident en effet de leur comportement en fonction des anticipations qu'ils ont d'un certain nombre de variables clés de l'économie. L'une de ces variables est le taux d'intérêt directeur de la banque centrale, permettant d'ailleurs la construction de la courbe des taux. Lorsque ce taux d'intérêt directeur est fixé aux alentours de zéro, comme ce fut le cas dès fin 2008 aux États-Unis, l'important pour les agents est de pouvoir fixer leurs anticipations sur les périodes futures. La politique monétaire doit donc être crédible pour pouvoir donner des informations qui seront suivies par les agents. Pour ce faire, la banque centrale peut communiquer sur la trajectoire des taux d'intérêt directeurs qu'elle souhaite adopter ou sur les mesures qu'elle veut mettre en place. C'est ici le rôle de la « *forward guidance* » ou guidage des anticipations qui demeure le premier instrument non conventionnel de la politique monétaire de 2008. Dans leur article fondateur, Bernanke et *al.* (2004) évoquent le fait qu'en cas de taux d'intérêt directeur plancher atteint, la fixation des anticipations est primordiale. Si ces anticipations sont nécessaires dans le cas de la politique monétaire conventionnelle, elles le sont tout autant pour la politique monétaire non conventionnelle. Les annonces de la politique monétaire faites par le FOMC ne se focalisent alors plus seulement sur le taux d'intérêt cible de la Fed (les « *Fed funds* ») mais sur les instruments que le comité met en place et sur l'horizon temporel de son intervention. Campbell et *al.* (2012) montrent l'importance des annonces de la Réserve fédérale vis-à-vis des anticipations des agents que ce soit avant, mais aussi après 2008.

Le canal du signal de la politique monétaire non conventionnelle n'est pas seulement basé sur l'instrument de guidage des anticipations. S'il est vrai, comme nous l'avons vu, que les annonces faites par le comité de la politique monétaire de la banque centrale sont fondamentales, les actions menées par celle-ci peuvent aussi s'avérer un signal important

pour les agents. Elles cristallisent ainsi la volonté de la banque centrale pour intervenir sur un horizon temporel. Les actions d'achat de titres de la Réserve fédérale peuvent être comprises par les agents comme un engagement de la banque centrale à prendre des mesures qui ne peuvent s'inverser à court terme (Bauer et Rudebush (2013)). Ici le canal du signal peut être appréhendé aussi, comme le font d'autres auteurs comme Lim et al. (2014), par le canal de la confiance. C'est la confiance que les agents ont dans l'institution monétaire qui permet de donner de la crédibilité aux annonces de celle-ci. Ainsi, les agents peuvent fixer leurs anticipations grâce à la confiance qu'ils ont dans la banque centrale.

Certains auteurs s'intéressent aux impacts du QE de la Réserve fédérale dans une dimension nationale, comme Mallick et al. (2017). Ils étudient l'impact de la politique d'achat de titres sur les anticipations des agents. Ils regardent plus particulièrement l'effet d'un choc positif d'achat par la banque centrale sur le taux *Fed funds* futur. Ils captent ainsi les anticipations des agents dues au signal de la banque centrale. Leurs travaux montrent qu'un choc de politique monétaire non conventionnelle entraîne une diminution significative du taux *Fed funds* futur. Ils en concluent que ce mécanisme est issu de l'effet de signal de la politique monétaire non conventionnelle.

D'autres auteurs analysent ce canal de transmission de la politique monétaire non conventionnelle par le biais des effets des annonces de la banque centrale sur les taux d'intérêt de long terme. Plus particulièrement, la désagrégation des taux d'intérêt de long terme des titres obligataires permet de révéler les différentes composantes régissant ce taux. Ainsi, les auteurs comme Bauer et Rudebush (2013), Bauer et Neely (2014) montrent que le canal du signal transite par la composante anticipée des taux d'intérêt futurs, au sein du taux d'intérêt de long terme. Si le premier article appréhende la politique monétaire de la Fed dans un cadre seulement national, le second étudie le rôle du canal du signal dans les effets de report internationaux de la politique monétaire non conventionnelle américaine sur les autres pays développés. Bauer et Neely (2014) montrent que ce canal est prépondérant pour expliquer les effets de report internationaux de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed.

## **B. L'effet de signal et ses effets sur la perception du risque**

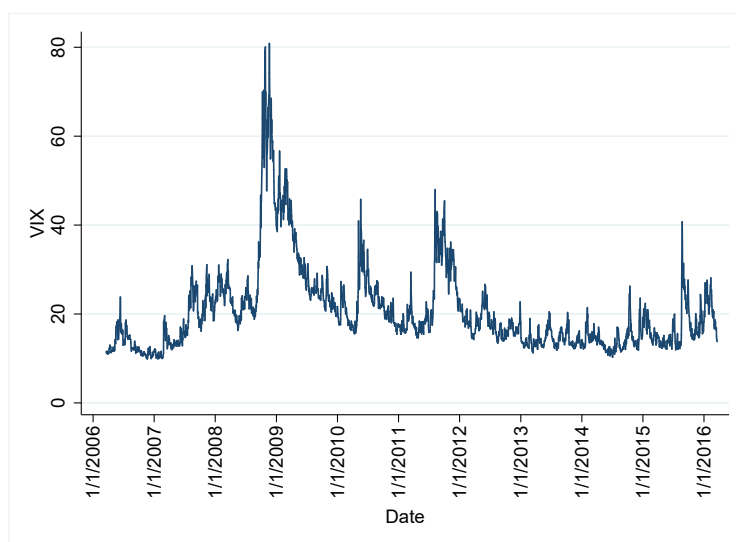
Si le canal du signal peut s'appréhender comme la facilité des agents à fixer leurs anticipations malgré un contexte économique tumultueux, il peut aussi être envisagé comme la perception du risque. Les anticipations des agents sont fonction des informations disponibles sur le marché. Comme nous l'avons vu précédemment, la banque centrale, grâce à sa crédibilité, permet d'informer les acteurs sur la conduite de sa politique monétaire. Cependant, une autre composante entre en compte lorsque la banque centrale s'exprime et agit. En effet, la dimension de la perception du risque entre en jeu. Les actions de la banque centrale sont basées sur l'environnement économique. Celui-ci étant très nettement déprimé fin 2008, les actions de la Fed pour soutenir l'activité sont alors perçues



par les marchés financiers comme rassurantes. L'éclatement de la crise économique et financière de 2008 aux États-Unis se traduit par une très forte aversion pour le risque de la part des acteurs mondiaux. La Réserve fédérale joue alors un rôle majeur pour rassurer les marchés en montrant qu'elle est prête à intervenir à l'aide d'instruments extraordinaires. Elle émet le signal qu'elle interviendra autant qu'elle le pourra pour éviter la déflation dans l'économie nationale. Hendrickson et Beckworth (2013) montrent que les agents sont rassurés lorsque la banque centrale intervient pour relancer la production du pays. L'aversion pour le risque doit alors théoriquement diminuer. Les capitaux, s'étant concentrés sur des valeurs refuges et sans risque, peuvent se replacer dans des actifs relativement plus risqués.

Une des mesures de l'aversion mondiale au risque est le VIX<sup>9</sup> (Indice de volatilité du *Chicago Board of Exchange*).

FIGURE 2 – Évolution du VIX



Données : Datastream

La figure 2 montre que l'inversion de la tendance du VIX coïncide avec l'annonce du QE1 par Bernanke en novembre 2008. Nous pouvons observer qu'il a diminué de 14% en l'espace d'un mois et de 35% en un trimestre. Mallick et *al.* (2017) mettent en évidence le fait que le VIX représente un des canaux de transmission de la politique monétaire conventionnelle aux États-Unis. Lorsque la politique monétaire devient expansionniste, le VIX diminue traduisant une baisse de l'aversion au risque. La politique monétaire non conventionnelle a des conséquences similaires sur l'aversion au risque que la politique conventionnelle.

Ce canal peut aussi être appréhendé à l'échelle internationale. La place prépondérante des États-Unis dans la sphère économique mondiale se traduit par la dépendance d'un certain nombre de marchés financiers aux annonces liées à l'environnement économique du pays. L'image donnée par le titre de l'article de Dedola et *al.* (2017) : « Si la Fed éternue,

9. Le VIX est établi comme étant la moyenne de la volatilité des options d'achat et de vente sur la volatilité du S&P500.

qui attrape un rhume ? » retranscrit bien l'idée que les marchés financiers internationaux sont extrêmement influencés par les décisions de l'autorité monétaire américaine. De ce fait, l'aversion au risque est une variable internationale dont beaucoup de marchés dépendent. Une baisse de l'aversion au risque des agents, lors de la mise en œuvre du QE de la Fed, est susceptible d'entraîner des flux de capitaux vers les pays émergents (Lim et *al.* (2014)). Park et *al.* (2016) et Fratzscher et *al.* (2018) précisent que le canal du signal influence les mouvements de capitaux bruts en investissements de portefeuille et crédits internationaux, mais pas les flux en IDE. Ces mouvements de capitaux se répercutent alors sur le rendement des titres des pays émergents (Ebeke et Kyobe (2015)). Ces mouvements de capitaux et de prix d'actifs transitant par le canal du signal entraînent mécaniquement des pressions sur les taux de change. La monnaie des pays émergents va s'apprécier à la suite de la diminution de la perception du risque (Aizenman et Binici (2016)).

La perception du risque peut aussi être envisagée directement par le biais d'instruments financiers permettant de se couvrir contre un risque. Les *Credit Default Swaps* (CDS) peuvent être employés pour observer les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Ces instruments sont utilisés par les investisseurs voulant se couvrir d'un risque sur un titre souverain. Ainsi, le prix de cet actif va augmenter quand le risque pesant sur le pays considéré est fort. À l'inverse, il diminue lorsque le risque souverain du pays baisse. Le canal du signal aura donc pour effet de diminuer le risque pesant sur les pays émergents (Chen et *al.* (2016), Guarin et *al.* (2014)) lorsque la politique monétaire non conventionnelle est expansionniste. À l'inverse, lorsqu'elle devient plus restrictive, comme lors du *Tapering*, cela entraîne une augmentation du prix des CDS des pays émergents (Aizenman et *al.* (2014))

## II. Le canal de la réallocation de portefeuille

Le second canal retenu par la littérature est celui de la réallocation de portefeuille. Explicité par Tobin (1958, 1969), ce mécanisme permet d'expliquer le choix des investisseurs en fonction du rendement offert. En achetant certains titres de dette, la banque centrale va faire augmenter leur prix et donc réduire leur rendement. C'est ce que la banque centrale cherche à faire en intervenant sur les marchés des titres de long terme comme le montre le discours de Sacks en 2009<sup>10</sup> :

*“By purchasing a particular asset, the Fed reduces the amount of the security that the private sector holds, displacing some investors and reducing the holdings of others. In order for investors to be willing to make those adjustments, the expected return on the security has to fall. Put differently, the purchases bid up the price of the asset and hence lower its yield. These effects would be expected to spill over into other assets that are similar in nature, to the extent that investors are willing to substitute between the assets. These patterns describe what researchers often refer to as the portfolio balance channel.”*

10. Discours du 2 décembre 2009, <https://www.newyorkfed.org/newsevents/speeches/2009/sac091202>.

Gagnon *et al.* (2011) définissent ce canal comme ayant des effets sur le taux d'intérêt de long terme souverain des États-Unis. Ce dernier peut être désagrégé en deux composantes : la prime à terme et la composante anticipée des taux d'intérêt de court terme futurs. Pour ces auteurs, le canal de la réallocation de portefeuille va influencer la prime à terme.

Dans cette partie, nous verrons comment la littérature appréhende ce mécanisme en le scindant en deux sous-mécanismes, tout en expliquant les implications d'un tel canal.

### **A. Achats de titres et pénurie**

L'intervention de la banque centrale sur le marché qu'elle considère entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la demande desdits titres. Cette augmentation de la demande vis-à-vis d'une offre plutôt constante se répercute, par les mécanismes de marché, sur les prix de ces titres qui vont alors augmenter. La banque centrale crée une sorte de pénurie sur le marché sur lequel elle intervient. Comme nous le rappelions précédemment, l'autorité monétaire rachetant exclusivement des titres de dette, l'augmentation du prix de ces titres va conduire à une diminution du rendement de ces actifs. Les investisseurs visant un certain rendement pour leur portefeuille vont donc réallouer une partie de leur richesse. Toutefois, les agents ont un habitat préféré. Cette théorie développée par Modigliani et Sutch (1966) pour étudier la première expérience de politique monétaire non conventionnelle nous permet de comprendre l'articulation du canal de portefeuille. Ces auteurs montrent que les taux d'intérêt de long terme dévient des taux courts anticipés, et que ces déviations peuvent être en partie expliquées par la variation de l'offre sur le marché concerné (D'Amico *et al.* (2012)). Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen (2011) établissent que le QE de la Fed a transité par le canal de l'habitat préféré, permettant la réduction des rendements des titres sûrs. En présence de substitution imparfaite entre les titres, les agents détenant des actifs achetés par la banque centrale, voyant leur rendement diminuer, vont donc réallouer une partie de leur portefeuille dans d'autres titres répondants à leurs exigences en termes de couple risque-rendement. La substitution imparfaite des titres permet une réduction des rendements des actifs acquis par la banque centrale, mais aussi une diminution de ceux acquis par les investisseurs réallouant leur richesse. Ce phénomène d'habitat préféré est développé plus récemment par Vayanos et Vila (2009). Ils montrent que la pénurie de titres due à un rationnement de l'autorité publique sur les titres de long terme va également influencer le rendement d'autres titres de long terme. D'Amico *et al.* (2012) montrent que ce canal de la politique monétaire non conventionnelle entraîne une diminution de la prime à terme des titres américains ayant la même échéance que ceux achetés par la Fed. Bauer et Neely (2013) ajoutent que ce canal a des impacts internationaux sur le rendement des titres souverains des pays développés qui ont la plus forte substituabilité avec les titres américains.

D'autres auteurs envisagent aussi ce canal pour comprendre les mécanismes de la politique monétaire non conventionnelle de la banque centrale européenne (Schlepper *et al.* (2017)).

## **B. Réallocation de portefeuille et duration**

Le second sous-canal considéré par la littérature pour capter le mécanisme de réallocation de portefeuille est celui de la duration. Cette dernière peut être définie comme la sensibilité d'un titre au taux d'intérêt. Son calcul permet de connaître la date à laquelle le titre obligataire n'est plus affecté par les variations du taux d'intérêt. Plus la duration est longue et plus le titre est sensible aux variations du taux d'intérêt. Certains auteurs utilisent ce concept pour approximer la mesure du risque de taux d'un titre de dette. Des auteurs comme Gagnon et *al.* (2011) et Ehlers (2012) avancent le fait que la banque centrale américaine, en rachetant des titres de dette de long terme sur le marché secondaire, retire ainsi des titres à duration longue. Les acquisitions de la Fed remplacent ainsi des titres de duration longue par d'autres à duration faible, voire nulle quand il s'agit de création monétaire. Si Gagnon et *al.* (2011) retiennent le fait que les achats de *Treasuries* par la banque centrale vont, par le canal de la duration, réduire la prime à terme de ces titres, ils identifient d'autres mécanismes concernant les achats de titres d'agence et de MBS. Ces autres mécanismes transitent par le biais de divers risques comme le risque de crédit ou encore le risque de paiement anticipé.

La duration, comme le reste des risques qui affectent les titres, étant rémunérée, les rendements des actifs acquis par la banque centrale vont donc diminuer. Les investisseurs ciblant une certaine rentabilité dans leur placement vont devoir réallouer leur portefeuille. D'amico et *al.* (2012) étudient aussi ce canal de la duration et avancent que, contrairement au canal de la pénurie, celui-ci va influencer les rendements entre les maturités et non entre les types de titres. Les effets de report internationaux du QE de la Fed transitent par le biais de ce canal. Les flux de portefeuille bruts entrants dans les pays émergents sont les plus touchés par le biais de ce mécanisme (Lim et *al.* (2014)).

## **III. Le canal de la liquidité**

La politique monétaire non conventionnelle agit par le biais d'un troisième canal, celui de la liquidité. Il peut être appréhendé de deux façons distinctes.

### **A. La politique monétaire non conventionnelle et la liquidité de titre ou de marché**

La première définition de ce canal peut s'entendre comme la liquidité de marché ou de titre. En achetant des titres sur certains marchés, la banque centrale s'ajoute aux demandeurs, sur ce même marché, et interagit avec les offreurs. Elle va donc faire augmenter le nombre de transactions et ainsi rendre le marché plus liquide. Les autres acteurs présents sur ces mêmes marchés détiennent alors des titres plus facilement échangeables, avec moins de coûts et moins de délais. Comme l'expliquent Cornett et *al.* (2011) et Gagnon et *al.* (2011), les titres gouvernementaux (MBS, titres d'agence), à la suite de la crise des *Subprimes* aux États-Unis, deviennent illiquides et les banques de second rang ne peuvent

les vendre aisément. La décision de la Réserve fédérale de racheter ces titres lors de la première phase de QE a donc théoriquement un impact sur la liquidité de ces marchés. En effet, dans son programme d'achat de novembre 2008 à octobre 2014, la banque centrale américaine a racheté pour plus de 1 717 milliards<sup>11</sup> de dollars de ce genre d'actifs. Ceux-ci sont largement retirés du marché en échange de liquidité monétaire que la banque centrale américaine crée pour l'occasion. Pour Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen (2011), le canal de la liquidité va avoir un impact sur différents types de titres. Ils concluent que les titres les moins liquides (ABS<sup>12</sup>) vont voir leur rendement diminuer davantage relativement aux titres les plus liquides. Ce résultat est d'ailleurs confirmé par Gagnon et al. (2011). Lim et al. (2014) qui considèrent aussi la liquidité dans cette optique ajoutent que la banque centrale, en achetant des titres moins liquides contre de la monnaie banque centrale, réduit la prime de liquidité de ces titres, donc leur rendement. Ils montrent un effet significatif et négatif de ce canal sur les mouvements de capitaux bruts entrants dans les pays émergents. En effet, la liquidité sur le marché domestique américain se traduisant par une baisse des prix des actifs les plus liquides et donc symétriquement une augmentation de leur rendement, le coût d'opportunité est alors supérieur en ce qui concerne les mouvements de capitaux vers les pays émergents.

## B. Quantitative Easing et liquidité globale

La seconde définition peut être entendue comme la liquidité monétaire ou globale. En effet, la banque centrale, en achetant des titres sur les marchés secondaires, au bilan des banques de second rang, émet en retour de la monnaie. Cette création de monnaie banque centrale, ou base monétaire, se traduit par une augmentation de la liquidité injectée dans l'économie. Les effets théoriques d'un tel canal résident dans une diminution des taux d'intérêt à l'échelle nationale, mais aussi la dépréciation du taux de change du pays engagé dans une politique monétaire non conventionnelle, toutes choses égales par ailleurs. En effet, une augmentation de la monnaie mise en circulation dans une économie, sans augmentation de la demande pour celle-ci, entraîne des pressions à la baisse sur la valeur de cette monnaie vis-à-vis des autres devises. Cette base monétaire, créée par la banque centrale américaine, apporte de la liquidité auprès des banques qui peuvent alors l'utiliser pour financer d'autres agents au niveau national ou international. C'est cette notion de liquidité globale que définit le FMI :

« Les facteurs expliquant l'offre de financement des centres financiers internationaux et donc la facilité mondiale à se financer. Ces facteurs incluent la nature et la composition des investisseurs, l'innovation financière, l'appétit pour le risque, le bilan des entités internationales financières ou non financières, et le cadre politique dans certaines économies clés comprenant les politiques de réglementation prudentielle et financière et la politique monétaire. »<sup>13</sup>

---

11. Source : Fed.

12. Asset Backed Securities ou titres adossés à des actifs.

13. IMF staff (2014), "Global Liquidity- Issues For Surveillance", IMF Policy Paper, 11 Mars.

En d'autres termes, c'est la facilité de se financer qui est mesurée par cette notion de liquidité globale. Si la notion de liquidité de marché et de titre paraît être facilement mise en relation avec les mouvements de capitaux, il en va de même pour cette liquidité globale. En effet, la liquidité abondante et la facilité de financement doivent permettre aux agents, et plus particulièrement aux banques, de prêter à l'international, ce qui est le propre de la « facilité de financement » des agents due à la liquidité. Cerrutti et *al.* (2014) évoquent les liens entre la politique monétaire des grandes puissances financières et les crédits internationaux, par ce concept de liquidité globale. D'après ces auteurs, l'évolution des crédits internationaux durant la période de QE est influencée directement par la masse monétaire créée. Korniyenko et Loukoianova (2015) ajoutent que cette création de liquidité par le QE de la Fed entraîne une augmentation de la liquidité créée dans les autres pays développés. Sun (2015) complète cette conclusion sur les pays de l'ASEAN-5. Ce canal permet aussi de comprendre les flux de capitaux nets entrants dans les pays émergents (FMI (2014)). Si ces derniers ne concluent pas à un effet de report de la liquidité des quatre grandes banques centrales sur les pays émergents, un certain nombre d'études se concentrent sur d'autres variables pouvant être influencées. Mécaniquement, ces flux de capitaux entraînent des pressions à la hausse sur les prix d'actifs émergents, même si les variations sont faibles (Brana et *al.* (2012)). De plus, l'interaction avec le canal du signal permet de montrer que l'aversion au risque couplée à la liquidité globale créée entraînent des effets non linéaires sur le rendement des actifs (Brana et Prat (2016)).

Le pendant de ces mouvements de capitaux transitant par le canal de la liquidité réside dans le taux de change. Cesa-Blanchi et *al.* (2015) montrent qu'un choc de liquidité a un impact significatif sur le taux de change effectif réel des pays émergents, qui s'apprécie, pendant plusieurs périodes, traduisant une détérioration de leur compétitivité-prix extérieure.

## Conclusion Chapitre 1

Nous venons de voir que la politique monétaire non conventionnelle américaine transite par trois grands canaux : le canal du signal, le canal de réallocation de portefeuille et le canal de la liquidité. La littérature s'est intéressée à théoriser ces canaux pour mieux comprendre leur fonctionnement.

Le canal du signal peut fonctionner par le biais de différents mécanismes. La perception du risque et le canal de la confiance sont deux notions qui permettent de l'appréhender. Les actions de la banque centrale débutées en 2008 ont permis de rassurer les acteurs économiques vis-à-vis de l'avenir. Cela a entraîné une diminution de la perception du risque qui avait explosé à la suite de la crise financière de 2007-2008. Le canal de la confiance a aussi joué un rôle crucial dans ce mécanisme en permettant aux acteurs économiques d'ancrer leurs anticipations. La crédibilité de l'institution monétaire américaine est un élément primordial qui permet d'expliquer la diminution de la perception du risque des

agents.

Le canal de la réallocation de portefeuille peut lui aussi être désagréé en deux sous-mécanismes. En achetant des titres de dette au bilan des banques de second rang, la banque centrale rationne le marché sur lequel elle intervient. Le stock de ces titres étant quasi-fixe, l'intervention de la Fed entraîne mécaniquement une augmentation du prix de ces actifs et une diminution de leur rendement. Ce rationnement du marché, couplé au phénomène d'habitat préféré, provoque une réallocation de portefeuille des agents. De ce fait, si la banque centrale rationne un titre, les agents ayant une forte appétence pour ce genre de titre ou son rendement vont devoir se tourner vers d'autres placements et donc réallouer leur portefeuille. Le concept de duration est aussi utilisé par la littérature pour appréhender le canal de la réallocation de portefeuille. Lorsque la banque centrale américaine intervient sur les marchés secondaires pour acheter des titres, elle retire ceux à duration longue et émet en échange d'autres à duration courte (création de monnaie banque centrale). Les agents peuvent alors réallouer leur portefeuille sur d'autres marchés dans le but de remplacer ces titres à duration longue vendus par de nouveaux actifs.

Enfin, le canal de la liquidité peut être compris de deux manières complémentaires. La définition de la liquidité peut comprendre la liquidité de marché ou de titre comme la liquidité globale. Dans le premier cas, la banque centrale apporte de la liquidité au marché ou au titre en augmentant les transactions vis-à-vis de celui-ci. Dans le second cas, la banque centrale crée de la liquidité. En échange des titres qu'elle achète, l'institution monétaire émet de la monnaie banque centrale (base monétaire). De ce fait, elle injecte de la liquidité dans le système financier. Cette abondante liquidité peut être placée dans des titres plus rémunérateurs et transite vers les pays émergents entraînant flux de capitaux et appréciation de leur monnaie.

Ces trois canaux de la politique monétaire non conventionnelle permettent d'en expliquer le fonctionnement. L'étude de ces mécanismes a pu être menée dans une sphère nationale, mais aussi internationale. Les économistes se sont intéressés aux implications de cette politique monétaire nationale sur d'autres pays. Les effets de report de cette politique ont pu être estimés sur les mouvements de capitaux et de taux de change comme nous le verrons dans le chapitre 3 de cette partie.

# Chapitre 2 : La modélisation des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle dans les études théoriques

## Introduction Chapitre 2

Depuis la mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle aux États-Unis, les économistes se sont attelés à comprendre les mécanismes théoriques permettant à ces mesures d’avoir des effets sur les sphères financière et réelle. Nous nous proposons dans cette partie d’étudier le champ de la littérature portant sur la modélisation théorique de la politique monétaire non conventionnelle et sur les outils pouvant permettre de l’appréhender de façon conceptuelle. L’objectif est donc ici de faire un état des lieux des différentes méthodologies et variables permettant de synthétiser cette politique non conventionnelle ou de l’envisager dans un cadre permettant sa compréhension. Nous étudions dans un premier temps comment les modèles DSGE ont pris en compte le QE, puis nous faisons un état des lieux des modèles d’équilibre général keynésiens pouvant intégrer l’étude des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle. Enfin, nous analysons les autres modèles théoriques qui se sont attelés à l’analyse de la politique monétaire de la Fed depuis 2008.

## I. La modélisation de la politique monétaire non conventionnelle dans le cadre des modèles DSGE

Développés à partir des années 1980 et la naissance des modèles Real Business Cycle (RBC) par l’article de Kydland et Prescott (1982), les modèles Dynamiques d’Équilibre Général Stochastique (DEGS ou DSGE en anglais) font leur apparition sous l’appellation « Néo-Keynésiens ». Ces modèles synthétisent les méthodes du RBC néoclassique, tout en y ajoutant des hypothèses keynésiennes comme la rigidité des prix et donc un rôle pour la politique monétaire. Puissants et complexes, ces modèles macroéconométriques permettent aujourd’hui à nombre d’économistes et banques centrales d’essayer de prévoir



des comportements en fonction de chocs pouvant toucher l'environnement considéré. Référence de la modélisation contemporaine, les tentatives pour inclure la politique monétaire non conventionnelle sont récentes. Nous nous proposons d'étudier les mécanismes et les conclusions que ces types de modèles peuvent donner.

## A. La politique monétaire de taux dans le DSGE

Traditionnellement appréhendée par le taux d'intérêt directeur, la politique monétaire dans le DSGE tient une place importante. Dans sa version conventionnelle, elle est modélisée traditionnellement comme une règle de Taylor. Cependant, si celle-ci donne lieu à la synthèse des mesures conventionnelles, elle a aussi permis à certains auteurs d'étudier les effets des taux d'intérêt près de la borne zéro (ZLB). La règle de Taylor est une équation théorisée par l'économiste éponyme en 1993, permettant de synthétiser les actions que prend la banque centrale en fonction des objectifs qui lui sont donnés. Traditionnellement, elle explique le taux d'intérêt directeur de la banque centrale en fonction des écarts entre ses objectifs d'inflation et de production. Dans une telle formulation, les coefficients appliqués aux objectifs permettent de maintenir un taux d'intérêt directeur toujours positif. Exprimé en terme nominal, celui-ci ne peut en aucun cas devenir négatif dans la pratique. Le contexte économique de 2008 a néanmoins forcé les banques centrales à agir rapidement comme nous l'avons déjà évoqué. Les taux d'intérêt directeurs des institutions monétaires se sont très vite trouvés aux alentours de zéro.

Des auteurs se sont alors penchés sur la modélisation de la politique monétaire non conventionnelle dans cette optique au sein du DSGE. En modifiant la fonction de réaction de la banque centrale, Del Negro et *al.* (2012) incorporent à la règle traditionnelle la somme des chocs monétaires subis par les agents sur la période, mais ne se produisant que sur les périodes suivantes. Ces auteurs captent le guidage des anticipations (« *Forward Guidance* ») comme une des composantes de la politique monétaire non conventionnelle. Ils relèvent les mécanismes opérant par le biais de cet instrument en montrant son impact significatif sur la courbe des taux du pays considéré. Ils mettent à jour une énigme quant à l'ampleur du rôle de cet instrument qui, théoriquement, aurait un effet plus important que dans la réalité. Pour ces auteurs, ce résultat serait expliqué par le fait que les annonces de la banque centrale dureraient sur le long terme. De la même façon, Evans et *al.* (2012) appréhendent l'instrument de guidage des anticipations en ajoutant à la fonction de réaction de la banque centrale, un terme synthétisant les perturbations liées à des événements exceptionnels d'une part, mais aussi aux annonces de la banque centrale sur la trajectoire des taux d'intérêt futurs d'autre part. Cette dernière perturbation permet aux agents de fixer leurs anticipations quant aux décisions de l'autorité monétaire intervenant au trimestre suivant.

Une autre application de la politique de taux dans les modèles DSGE réside dans la méthodologie du taux fantôme. Appréhendé pour la première fois par Black en 1995, le taux fantôme est un taux d'intérêt qui n'est pas contraint par la limite de zéro. Celui-ci

peut donc entrer en territoire négatif et traduire une facilité de financement encore plus importante alors que le taux d'intérêt directeur de la banque centrale est par exemple aux alentours de zéro. Kitamura (2010) utilise cette méthodologie au sein d'un DSGE pour estimer le degré d'expansionnisme de la politique monétaire japonaise dans les années 2000. En effet, durant la décennie 2000, la banque centrale japonaise a mis en place des politiques monétaires non conventionnelles pour enrayer la déflation qui touchait le pays. L'auteur cherche donc à théoriser, dans son DSGE, l'effet sur l'économie de cet instrument. Il montre dans son étude que l'adoption d'un taux fantôme permet de surmonter les non-linéarités au sein du modèle. Wu et Zhang (2016) utilisent aussi le taux fantôme pour expliquer l'évolution de l'économie que ce soit avant ou pendant la période de taux zéro. Ils remplacent le taux d'intérêt de court terme de la banque centrale dans leur équation IS, par le taux fantôme prenant en compte la politique monétaire non conventionnelle quand celle-ci est en place. Ils expliquent que l'entrée de la banque centrale sur le marché des titres de dette gouvernementale va avoir pour effet de réduire le taux d'intérêt subi par les ménages. Toutefois, quand le taux d'intérêt conventionnel est déjà aux alentours de zéro, il ne peut baisser davantage. Le taux fantôme va donc permettre de modéliser le taux perçu par les agents dans leurs décisions économiques, même si celui-ci est négatif.

Bien que cette méthode de modélisation de la politique monétaire non conventionnelle permette de conserver une certaine tradition dans l'appréhension des instruments de la banque centrale, il n'est pas aisé de la mettre en place. Cela peut expliquer pourquoi la littérature n'adopte pas cette technique dans un cadre d'économie ouverte. Les auteurs, peu nombreux à l'utiliser, ne développent pas de modèles dans cette direction pour étudier les effets de report de la politique monétaire sur d'autres pays.

## **B. La liquidité comme variable de politique non conventionnelle**

Comme nous l'avons défini précédemment, la liquidité est ici entendue comme la facilité à se financer. Elle est une variable importante qui influence l'économie réelle. De tout temps, elle est une priorité pour la banque centrale. En augmentant ou en réduisant la liquidité, les autorités monétaires peuvent favoriser ou freiner le crédit dans l'économie. On peut penser à la liquidité comme la base monétaire ou la masse monétaire émise par la banque centrale. On peut aussi l'appréhender comme le crédit aux agents, qu'il soit opéré par la banque centrale ou par les banques de second rang. Dans cette partie, nous analysons la modélisation de la politique monétaire non conventionnelle par le prisme de la liquidité dans les modèles DSGE.

Curdia et Woodford (2011) développent un modèle néo-keynésien concentré sur la politique monétaire non conventionnelle. Ils distinguent deux types d'instruments non conventionnels : une politique « réserve-offre » s'apparentant à une politique de masse monétaire, et une politique de crédit. Les auteurs étudient dans un premier temps les effets de la politique monétaire non conventionnelle sur l'économie par la création de liquidité en augmentant la masse monétaire. Pour ce faire, la banque centrale ne se préoccupe

plus du taux d'intérêt directeur, qui devient déterminé par le modèle, mais cible la masse monétaire créée. Ils concluent que lorsque la Réserve fédérale augmente la quantité de liquidité créée, cela n'a pas d'effet sur la sphère réelle et ne stabilise pas l'économie. Pour eux, la politique de QE, si elle passe par la seule création de liquidité, au-delà d'un certain seuil, n'a pas d'effet sur le bien-être estimé. Dans un second temps, les auteurs se concentrent sur un autre pan de la politique monétaire non conventionnelle, la politique de bilan. Ils s'intéressent alors à l'augmentation des crédits octroyés par la banque centrale, au secteur privé. Ils concluent qu'une telle politique de financement direct du secteur privé s'avère vertueuse pour le bien-être de l'économie. La banque centrale, en cas de trouble financier, se présente alors en tant que prêteur en dernier ressort et peut permettre à l'économie de se financer à des coûts plus raisonnables, sans faire porter le risque sur les banques de second rang. La politique de financement direct de l'économie par la banque centrale peut donc avoir des effets bénéfiques sur la sphère réelle. Ils ajoutent que la normalisation de la politique monétaire américaine peut intervenir dès que les marchés financiers sont revenus à la normale, et ce, indépendamment de la politique de taux.

Gertler et Karadi (2011) utilisent eux aussi ce procédé pour modéliser la politique monétaire non conventionnelle. La banque centrale se place en tant que prêteur sur le marché du crédit alors sinistré. Les banques de second rang ne pouvant fournir la liquidité aux agents à cause de leur contrainte de bilan, l'autorité monétaire injecte directement cette liquidité nouvellement créée dans l'économie. Ainsi, la fonction de réaction de la banque centrale dans leur modèle passe d'une règle de Taylor simple, quand l'environnement économique est sain, à une fonction de réaction déterminant la fraction de crédits aux agents privés par la banque centrale. Cette fonction de réaction est calibrée en fonction d'un différentiel de taux de crédit. De ce fait, lorsqu'il y a des frictions sur le marché du crédit et que le taux d'intérêt infligé aux agents privés augmente, la banque centrale intervient pour juguler ces tensions. L'intervention de l'autorité monétaire sur le marché du crédit va accroître le prix relatif du crédit et diminuer le taux d'intérêt. Son action permet de desserrer la contrainte de liquidité pouvant peser sur le crédit et l'économie et permet aussi aux intermédiaires financiers d'améliorer leur bilan. Comme Curdia et Woodford (2011), Gertler et Karadi (2011) concluent que, dans cette optique, la politique monétaire non conventionnelle doit être menée et n'est bénéfique que durant une crise financière. Dans d'autres cas, elle ne doit pas opérer. Foerster (2015) reprend la méthodologie de Gertler et Karadi (2011) en utilisant un DSGE à changement de régime markovien. Ainsi, il montre que les anticipations des agents, permises par cette modélisation, jouent un rôle clé dans la sortie de la politique monétaire non conventionnelle. Il met en garde contre une vente drastique des actifs de la banque centrale et l'effet dévastateur que cela pourrait avoir sur l'économie nationale américaine.

Contrairement aux auteurs précédents, Gieck (2014) envisage la politique monétaire non conventionnelle dans un cadre multi-pays. Son modèle DSGE à deux pays permet

d'étudier l'impact du QE non seulement sur les économies nationales, mais aussi sur les variables internationales, à l'exemple du taux de change. Gieck (2014) modélise deux instruments différents de la politique monétaire non conventionnelle. En plus de la politique d'achat, il utilise lui aussi la notion de liquidité pour un de ses instruments. La banque centrale peut créer de la liquidité permettant aux banques prêteuses de distribuer plus de crédit en desserrant leur contrainte de prêt. Le modèle permet à l'auteur de montrer que l'injection de liquidité par la banque centrale d'un pays entraîne une appréciation réelle de la monnaie domestique sur les premières périodes, puis une dépréciation. L'auteur explique cela par le fait que cette injection entraîne une augmentation des crédits distribués dans le pays national et donc une augmentation des prix. Le taux de change réel étant déterminé par les termes de l'échange, une augmentation du niveau de prix, toutes choses égales par ailleurs, se répercute sur les prix d'exportation et donc sur le taux de change.

### **C. La réduction de l'offre sur le marché des titres**

La littérature a ajouté d'autres méthodes que les approches précédentes pour retranscrire la politique monétaire non conventionnelle dans les DSGE. Nous avons montré précédemment que la modélisation du QE peut être appréhendée par le prisme du crédit de la banque centrale au secteur privé. Elle peut aussi s'entendre par son intervention sur le marché des titres en règle générale. En effet, la politique de QE consiste à acheter des titres de dette publique et assimilés dans le but de créer de la liquidité, mais aussi de faire diminuer les taux d'intérêt de long terme. Des auteurs se sont alors attelés à modéliser cette politique monétaire comme une politique d'achat ou de rationnement des titres par la banque centrale. C'est le cas de Harrison (2012) qui développe un modèle DSGE permettant d'étudier l'impact du QE britannique sur l'économie nationale. Son apport vient du fait qu'il incorpore dans la modélisation le phénomène d'imparfaite substituabilité entre les titres de différents termes, permettant de mettre en exergue le canal de la réallocation de portefeuille. Dans son étude, la banque centrale achète directement sur le marché des titres de long terme contre création monétaire. Elle rationne alors le marché de ces bons de long terme entraînant une augmentation de leur prix et mécaniquement une diminution de leur rendement. Falagiarda (2014) adopte une méthodologie similaire en prenant en compte la substituabilité imparfaite des titres dans l'économie américaine. Cependant, pour lui, la politique monétaire non conventionnelle passe par un choc exogène sur le stock de titres gouvernementaux de long terme disponible sur le marché.

Kara et Sin (2013) envisagent aussi la politique monétaire non conventionnelle comme un achat d'actifs par le secteur public. La politique non conventionnelle dans cette optique n'est pas détachée à l'autorité monétaire. Celle-ci fait corps avec le secteur public dans un tel cadre. Toutefois, dans leur modèle, ces achats ne se font pas sur des titres obligataires d'États, mais sur des actions. Les rachats par le secteur public s'opèrent directement au bilan des ménages. Ils sont compensés par l'émission de titres gouvernementaux jugés plus liquides pour les ménages.

Si ces articles se sont cantonnés à modéliser les impacts nationaux de la politique monétaire non conventionnelle, d'autres comme celui de Garcia-Cicco (2011) ont élargi le champ d'études à de l'économie ouverte. L'auteur développe un modèle DSGE d'une petite économie ouverte. Son travail synthétise la politique de QE comme une réorganisation du bilan de la banque centrale. Ainsi, lorsqu'elle doit mobiliser l'instrument non conventionnel, l'autorité monétaire refond son bilan entre des titres domestiques de court ou de long termes, des réserves de change ou encore la base monétaire. Il conclut que la politique monétaire non conventionnelle, quand elle se traduit par l'achat de titres de long terme, entraîne une forte dévaluation de la monnaie nationale vis-à-vis des monnaies étrangères. Il compare d'ailleurs la politique monétaire non conventionnelle avec une politique d'achat de réserves de change par la banque centrale et montre que, même si le QE a une moindre ampleur que la politique de dévaluation, la dynamique sur le taux de change reste la même.

Cova *et al.* (2016) construisent un DSGE à plusieurs pays répliquant la zone euro, les États-Unis, la Chine, le Japon et le reste du monde pour étudier les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle menée dans certains pays, sur le secteur réel. Ils incluent, dans leur modèle, de la substituabilité imparfaite entre les différents titres et permettent l'échange de titres nationaux entre les différents pays. La politique monétaire non conventionnelle est appréhendée dans leur travail par les achats de titres de dette gouvernementale sur le marché secondaire par la banque centrale. Elle est mise en place par le biais d'un choc exogène. En calibrant leur modèle sur la politique d'achat de titres de la Banque Centrale Européenne, les auteurs montrent que les pays du reste du monde sont les plus touchés par les effets de report. Ils justifient cela par l'intégration commerciale de ces pays qui connaissent une augmentation de leurs exports due à l'impact expansionniste sur la croissance européenne.

Si un certain nombre d'auteurs s'intéressent à la modélisation théorique de la politique monétaire non conventionnelle dans l'univers du DSGE, nous pouvons observer que les études ne sont pas nombreuses. De plus, peu d'auteurs prennent en compte la dimension internationale de la politique monétaire non conventionnelle. Cela peut être dû au fait que ce genre de modèles très complets, mais aussi très techniques ne permettent pas facilement de modéliser des effets financiers internationaux. L'ouverture à plusieurs pays ajoute des difficultés techniques dans un cadre déjà contraint.

S'il est vrai que le DSGE ne permet pas de modéliser, de façon aisée, les mécanismes internationaux, les auteurs nous donnent tout de même des pistes intéressantes pour appréhender en tant que telle la politique monétaire non conventionnelle. En effet, l'imparfaite substituabilité des titres apparaît être une notion intéressante pour modéliser les décisions relatives aux portefeuilles des agents. De plus, les approches du taux fantôme, de la liquidité ou des achats de la banque centrale sont des concepts intéressants pour capter la politique monétaire non conventionnelle. En outre, cette littérature insiste

sur les précautions à prendre en ce qui concerne la normalisation de ces politiques. Elles doivent s'opérer indépendamment de l'instrument conventionnel et de façon graduelle. Enfin, toutes les études ne concluent pas sur les mêmes effets internationaux, ne serait-ce que vis-à-vis du taux de change.

## **II. Les modèles d'équilibre général d'inspiration keynésienne et la politique monétaire non conventionnelle**

Si la complexité des modèles DSGE ne permet pas d'exposer clairement les mécanismes de la politique monétaire non conventionnelle à l'international, il est intéressant de se replonger dans la littérature fondatrice des modèles d'équilibre général. Pour ce faire, nous allons reprendre le développement des modèles fondateurs utilisés par les auteurs pour expliquer la politique monétaire non conventionnelle. Nous pouvons alors relever les différentes méthodes et les différentes variables permettant d'appréhender les effets de la politique monétaire non conventionnelle dans un cadre théorique stylisé.

Dans un premier temps, nous nous focalisons sur le modèle IS-LM en économie ouverte permettant d'étudier l'impact international de la politique monétaire d'un pays. Puis, dans un second temps, nous envisageons l'étude de la politique monétaire dans les modèles stock-flux cohérents, qui par extension, peuvent servir à modéliser la politique monétaire non conventionnelle.

### **A. L'approche traditionnelle IS-LM : une dimension internationale**

Construit sur l'article de Hicks (1937) qui propose une interprétation classique de la Théorie Générale de Keynes, le modèle IS-LM est une méthode très utilisée par les économistes. Aujourd'hui, le modèle a été très fortement enrichi par un certain nombre d'auteurs dans les années 1960-1970. Romer (2013), par exemple, reprend la méthode traditionnelle tout en remplaçant la courbe LM par une fonction de réaction de la politique monétaire. La dimension internationale permet de comprendre les implications globales de la politique monétaire comme nous le verrons. La réallocation de portefeuille théorisée par Tobin (1969) est reprise par d'autres auteurs et demeure centrale dans l'analyse des mouvements de capitaux et de taux de change à la suite d'une variation dans le prix des actifs.

#### **1. IS-LM-BP : Le rôle de la politique monétaire à l'international**

Peu de théoriciens ont adopté ce modèle simple pour étudier les effets internationaux de la politique monétaire non conventionnelle. Cependant, en reprenant les travaux des années 1960, nous pouvons essayer de comprendre les mécanismes pouvant entrer en considération pour expliquer les effets de report du QE.

La modélisation de flux internationaux de capitaux et du taux de change est apparue dans le cadre d'un équilibre général grâce à l'extension du modèle hicksien IS-LM connu

sous le nom IS-LM-BP ou Mundell-Flemming (1963). Les auteurs ajoutent au modèle de synthèse de Hicks la dimension internationale, pour rendre compte des fluctuations macroéconomiques induites par les différentes politiques économiques sur le taux de change et les mouvements de capitaux. Leur modèle permet alors de considérer des effets de report internationaux de politique ne servant que des intérêts internes. Ainsi, les politiques monétaires et budgétaires vont jouer un rôle dans la détermination des équilibres mondiaux. Le modèle Mundell-Flemming permet d'articuler la balance des paiements avec les courbes IS (*Investment and Saving*) et LM (*Liquidity preference and Money supply*). De plus, le cadre permet la comparaison des résultats de la politique économique menée suivant les différents critères mis à jour par Mundell dans les années 1960.

Par conséquent, selon cette méthodologie, en approchant la politique monétaire non conventionnelle par une politique de liquidité, autrement dit la création monétaire ou, comme le fait Romer (2013) en considérant la courbe de la politique monétaire comme synthèse du taux long et non du taux directeur, il est possible d'actualiser ce modèle stylisé pour décrire les effets de report.

Les prédictions théoriques impliquent qu'une politique monétaire expansionniste se traduise, en change flottant, par une sortie de capitaux du pays et une dépréciation du taux de change de l'économie nationale jusqu'à retrouver l'équilibre sur le marché des biens. En cas de change fixe et de mobilité parfaite des capitaux, la politique monétaire expansionniste n'aurait cependant aucun effet sur les mouvements de capitaux à cause de la dépendance de la politique monétaire à son homologue sur laquelle elle est ancrée.

Caballero et *al.* (2016) développent dans cette optique un modèle Mundell-Flemming dans lequel ils traitent de l'effet de pénurie. Ils analysent deux cas différents, l'un en présence des taux d'intérêt proches de zéro (ZLB) et un autre sans la présence du ZLB. Ils établissent que dans le cas où la politique monétaire n'est pas contrainte par le ZLB, un rationnement dans un pays de l'offre d'actifs sans risque entraîne une diminution de son rendement, mais aussi la dépréciation de la monnaie domestique vis-à-vis de la monnaie étrangère. Cependant, lorsque les pays connaissent une pénurie d'actifs sans risque couplée à une situation de ZLB, cela peut entraîner une guerre des monnaies dans le but de stimuler la production. Néanmoins, ils concluent qu'une telle politique va entraîner des effets de report négatifs sur l'autre pays.

Si la simplicité de cette modélisation permet de comprendre les retombées probables d'une politique publique, elle est basée sur des hypothèses fortes comme le fait que seule la banque centrale peut détenir de la monnaie étrangère. Il n'y a donc pas la place à un quelconque mécanisme de réallocation de portefeuille dans le patrimoine des agents.

## **2. La réallocation de portefeuille et les flux de capitaux internationaux**

À la fin des années 1960, un certain nombre d'économistes ont enrichi la littérature et donnent aujourd'hui un cadre théorique aux mécanismes de réallocation de portefeuille. Tobin en 1969 améliore la modélisation Mundell-Flemming en incorporant des fonctions de

demande d'actifs financiers par les ménages. Il axe son modèle sur l'imparfaite substituabilité des titres. Pour lui, un agent répartit son patrimoine en fonction des prix/rendements relatifs des titres qui lui sont offerts. Ainsi, si le prix d'un titre varie, l'individu doit réallouer son portefeuille en conséquence. On comprend ici tout l'intérêt de ce pan de la littérature puisque Tobin montre que le prix d'un actif financier va influencer le prix d'autres actifs financiers, par les mouvements induits dans le portefeuille des agents. De plus, en considérant ces supports comme étant des titres de dette, une variation du prix implique une variation de signe opposé du rendement de ce titre. Un tel modèle permet de synthétiser le canal de la réallocation de portefeuille.

Mendoza (2013) tache lui aussi d'expliquer dans ce cadre les effets de la politique monétaire non conventionnelle sur l'économie nationale. Il envisage le QE comme une politique d'achat de titres de long terme par la banque centrale. Comme Romer (2013), il ajoute à son cadre théorique l'existence de plusieurs actifs financiers, un de court et l'autre de long terme, en plus de la masse monétaire traditionnelle. Son modèle incrémente à la représentation traditionnelle non seulement une fonction de réaction de la politique monétaire traditionnelle, mais aussi la possibilité pour la banque centrale d'acheter des titres de dette de long terme. Il montre l'effet de rationnement qui se produit lorsque l'autorité monétaire achète des titres de long terme dans une économie fermée.

Dans un cadre international, Gagnon et *al.* (2017) développent une modélisation des effets de la politique monétaire non conventionnelle sur le pays national et sur les pays périphériques. En change flexible, les effets théoriques des achats de titres long terme de l'autorité monétaire entraînent, d'après leurs conclusions, une diminution du rendement des titres longs nationaux ainsi qu'une dépréciation du taux de change.

La modélisation de Mundell-Flemming, même agrémentée des flux de capitaux, ne permet pas de retranscrire justement l'ensemble des mécanismes qui entrent en jeu lors de la politique monétaire non conventionnelle. D'une part, car les travaux sur l'implication internationale de la politique de QE se servant d'un tel cadre sont très peu développés et d'autre part, car ces modèles ne permettent que l'analyse statique en tant que telle. Cependant, nous voyons que cette littérature permet de saisir un certain nombre de concepts nécessaires à la modélisation des impacts internationaux du QE. De plus, les modèles à la Tobin, même si largement développés, n'ont pas été utilisés aujourd'hui pour expliquer les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle. Il serait pourtant intéressant de s'inscrire dans un tel cadre qui permet de rendre compte de la réallocation internationale de portefeuille des agents et de l'imparfaite substituabilité des titres.



## **B. Les modèles SFC : mouvements de capitaux, taux de change et politique monétaire**

Inspirés des travaux de Keynes, de Tobin et d'autres économistes, les modèles Stock Flux Cohérents (SFC) mettent en rapport les variables de stock avec celles de flux (Caverzasi et Godin (2015)). Démocratisée par Godley et Lavoie grâce à leur ouvrage de 2007, cette méthodologie se fonde sur les équilibres comptables nationaux pour retranscrire le fonctionnement de l'économie. Ces modèles mettent en relation les stocks financiers des différents agents avec les équilibres de flux réels et financiers. Cette méthodologie, inscrite dans les traditions de l'équilibre général, permet de retranscrire des comportements économiques et de simuler la dynamique de divers chocs. Contrairement aux modèles DSGE, cette méthode ne comporte, dans la version standard, ni microfondations ni chocs stochastiques. Toutefois, ces modèles s'avèrent d'une aide précieuse dans la compréhension du comportement des équilibres macroéconomiques. Les relations entre les variables de flux et de stocks permettent de comprendre les implications dynamiques des politiques économiques mises en place par un pays. De plus, cette littérature développe un axe international et rend possible la modélisation de plusieurs zones économiques distinctes. La modélisation du portefeuille des agents permet, dans ce cadre, d'observer l'allocation de la richesse des ménages. Ces modèles, se basant sur l'agrégation de la comptabilité nationale, permettent de prendre en considération un certain nombre de secteurs institutionnels pour représenter au mieux le tissu économique des pays étudiés. Ces atouts font que la modélisation des effets de report internationaux de la politique monétaire non conventionnelle peut être envisagée dans un tel cadre. La réallocation internationale du portefeuille des agents, induite par les actions de la banque centrale, peut alors se répercuter sur le taux de change ainsi que sur les mouvements de capitaux entre les différents pays modélisés. De plus, cette modélisation admet de différencier entre les pays adoptant un régime de change fixe ou flexible, ayant mis en place des contrôles de capitaux ou non.

Cette méthode de modélisation, du fait du nombre d'équations relevant des équilibres de stocks, de flux et de comportements, est résolue par calibration sur des données. De ce fait, comme pour le DSGE, la mise en place de chocs sur l'état stationnaire du modèle sert à observer les impacts des politiques économiques. Pour ce faire, le choc est représenté par une modification de la valeur d'un paramètre ou d'une variable exogène. Le tracé des fonctions de réactions retranscrit les implications sur les variables d'intérêt de ce choc.

Si le développement de ces modèles ne s'est pas positionné aujourd'hui sur la modélisation de la politique monétaire non conventionnelle, ils sont utilisés pour étudier les impacts internationaux de certaines politiques économiques qu'elles soient budgétaires ou monétaires. Ils permettent l'étude des déséquilibres globaux, des variations du taux de change, des réserves de change, des mouvements de capitaux ... (Caverzasi et Godin (2015)). Se basant sur la substituabilité imparfaite des titres et la réallocation de portefeuille de Tobin (1969), ils permettent de rendre compte des mouvements de capitaux et de taux de change qui peuvent intervenir à la suite d'un choc de politique économique.

Par exemple, Lavoie et Zhao (2010) étudient dans un équilibre à trois pays les impacts internationaux de la diversification des réserves de change d'un pays comme la Chine. Leur étude considère différents régimes de change et permet de relever l'importance d'une politique nationale sur d'autres zones économiques. Mazier et Tiou-Tagba Aliti (2012) étudient quant à eux l'évolution des déséquilibres globaux entre deux zones économiques. Ils envisagent plusieurs scénarios sur les taux de change et les prix pour analyser la dynamique de résorption des déséquilibres de balance des paiements.

Plus récemment, la banque centrale britannique a développé son propre modèle SFC dans l'article de Burgess *et al.* (2016). Cette institution complète alors ses outils méthodologiques pour comprendre et modéliser l'économie britannique et ses relations avec le reste du monde. Leur modèle ne comprend qu'un seul pays, mais synthétise les échanges internationaux par le biais d'un secteur « reste du monde » très atrophié. Ils concluent que le modèle, malgré sa taille importante, est facilement compréhensible et leur permet de tester un certain nombre de scénarios possibles comme des politiques relevant de la réglementation prudentielle ou des chocs sur les prix immobiliers ou les flux de capitaux. Cependant, ce travail ne prend pas en compte la politique monétaire non conventionnelle menée par la banque d'Angleterre.

Dans un tel cadre où les équilibres extérieurs comme intérieurs sont clairement représentés, l'étude des impacts internationaux de la politique monétaire américaine apparaît adaptée. Un cadre théorique comme celui-ci permettrait alors de montrer les mécanismes entrants en jeu lors des achats de la banque centrale américaine. Les ajustements induits par ce choc seraient modélisés à travers les effets sur les mouvements de capitaux et de taux de change. Leurs implications pourraient s'observer sur les variables du pays étranger considéré.

### **III. Les autres modèles qui intègrent la politique non conventionnelle**

Araújo *et al.* (2013) proposent un modèle d'équilibre général monétaire permettant l'étude de la politique monétaire non conventionnelle dans un cadre national. Ils approchent le QE comme un programme d'achat d'actifs par la banque centrale contre émission monétaire ou stérilisé par la vente de titres sans risque. L'économie considérée repose sur l'hypothèse qu'une contrainte financière de collatéral pèse sur les agents. Les auteurs montrent que lorsque les agents sont contraints, autrement dit qu'ils ne peuvent obtenir le montant de biens nécessaire, les politiques d'achats de titre par la banque centrale permettent de soulager cette contrainte en augmentant la valeur des collatéraux. En utilisant la même variable de synthèse du QE, Boel et Waller (2015) analysent les effets théoriques du QE dans le cadre d'un modèle néo-monétariste. Ils concluent que la politique de QE relative à l'achat de dette privée permet de desserrer la contrainte de liquidité des agents et d'améliorer le bien-être économique dans le cas où l'économie est

en situation de ZLB.

Dans un cadre international, Caballero et Simsek (2016) étudient les implications de la création de liquidité dans le cadre d'un modèle théorique. La banque centrale, par sa politique non conventionnelle, ajoute de la liquidité en achetant des titres risqués et peu liquides contre émission de titres sûrs et liquides. Ils concluent que cette liquidité, lorsqu'elle est abondante dans un pays développé relativement à un pays émergent, entraîne des mouvements de capitaux vers le pays émergent. Ils avancent l'argument de la recherche de rendement qu'induit un différentiel de taux d'intérêt entre les deux zones. Cependant, ils ne prennent pas en compte le taux de change dans leur modèle.

Par un modèle de portefeuille en équilibre partiel, Neely (2010) s'intéresse aux implications de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur le taux de change et les rendements étrangers. Il synthétise la politique monétaire non conventionnelle par la diminution du taux américain. En se basant sur la théorie de la parité des taux d'intérêt non couverte et sur la parité des pouvoirs d'achat, il conclut qu'une diminution des rendements des actifs américains entraîne une forte dépréciation du dollar vis-à-vis des autres monnaies puis une appréciation sur le long terme pour égaliser les rendements des deux pays. De plus, le modèle prédit une diminution conjointe des taux de rendement long terme du pays étranger due à la réallocation du portefeuille des agents. De leur côté, Chang et Velasco (2016) développent un modèle en équilibre général dynamique permettant d'expliquer le fonctionnement de la politique monétaire non conventionnelle dans les pays émergents pour faire face à des chocs externes. En incorporant des frictions sur le marché des actifs et une contrainte de crédit pour les institutions financières, ils modélisent la politique monétaire non conventionnelle par des prêts de la banque centrale aux ménages et entreprises ou institutions financières.

Caballero et *al.* (2008) s'intéressent plus particulièrement aux effets des mouvements de taux de change sur les pays émergents. Ils étudient l'impact de différentes politiques économiques en présence de taux d'intérêt très bas. Plus précisément, ils utilisent leur modèle d'équilibre général pour étudier les effets de politiques de dévaluation compétitive « d'appauvrissement du voisin ». Jugé par certains pays émergents (Brésil, Inde ...) comme étant néfaste, le QE américain peut être vu comme une politique de dévaluation du dollar. Ici, les auteurs montrent que, dans le cas où les pays se trouveraient dans une trappe à la liquidité, une politique visant à diminuer la valeur de la monnaie nationale par rapport à son homologue étrangère ne se fera qu'au détriment du pays étranger. Ce dernier connaîtra alors une diminution de son revenu due à cette « guerre des monnaies ».

## Conclusion Chapitre 2

Ce chapitre traitant de la modélisation théorique de la politique monétaire non conventionnelle nous a permis de faire un certain nombre de constats. En premier lieu, la lit-

térature s'est peu penchée sur cette politique monétaire ultra accommodante. Seuls 22 articles ont traité des effets de la politique monétaire non conventionnelle. Cependant, les auteurs ont usé de différentes méthodes pour modéliser cet instrument de politique monétaire. En effet, on peut l'appréhender par le biais de modèles complexes comme les DSGE, par des modèles d'inspiration keynésienne plus stylisés comme les modèles IS-LM ou Mundell-Flemming revisités ou encore, par d'autres méthodes passant par des cadres théoriques plus classiques ou des modèles en équilibre partiel. En second lieu, au sein de ces méthodologies différentes, les auteurs ont envisagé de multiples variables pour représenter la politique monétaire non conventionnelle. Deux études ont pris en compte le taux fantôme, 6 autres ont choisi la création de liquidité, que ce soit par augmentation de la masse monétaire ou par distribution de crédits par la banque centrale aux agents privés. Seulement une étude s'intéresse au taux long comme instrument de politique monétaire, peut-être dû au fait que l'article de Romer en question reste très stylisé. La majorité des travaux prend en compte le rationnement du marché des titres de long terme, passant par les achats de la banque centrale ou un choc exogène de pénurie sur ces marchés, pour représenter la politique monétaire non conventionnelle. En troisième lieu, toutes les études théoriques ont montré des effets sur les variables d'intérêt choisies. La mise en place de ces nouveaux instruments entraîne une augmentation de la production, une diminution des rendements ainsi qu'une augmentation des prix d'actifs. Toutefois, les implications internationales de ces nouveaux instruments sont très peu appréhendées par les auteurs. Seules 9 études prennent en compte un cadre d'économie ouverte ou multi-pays. Ces études montrent d'ailleurs que la mise en place du QE dans un pays entraîne des effets de report sur les autres pays ne serait-ce que par la dépréciation de la monnaie nationale et donc l'appréciation de la monnaie des partenaires. Un de ces travaux montre que cela crée des mouvements de capitaux. Cela est confirmé par d'autres travaux montrant que le rendement des titres du pays périphérique diminue de pair avec celui du pays mettant en place une politique non conventionnelle. Cependant, les études qui prennent en compte les effets de report internationaux sont peu développées et n'intègrent pas l'ensemble des effets de report possibles (mouvements de capitaux et de taux de change, variation des prix d'actifs).



# Chapitre 3 : Vérification empirique des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle sur les pays émergents

## Introduction Chapitre 3

Nous avons pu apprécier que la littérature théorique, même si elle est peu développée sur le sujet, a laissé supposer que la politique monétaire non conventionnelle d'un grand pays comme les États-Unis aurait des effets de report sur les pays émergents, notamment à travers les mouvements de capitaux et les taux de change. Dans ce chapitre, nous nous proposons d'étudier les travaux qui se sont penchés sur la question de manière empirique. La politique monétaire non conventionnelle et plus particulièrement ses effets de report ont été analysés par les économistes. Nous avons constaté dans le premier chapitre de cette partie que la littérature s'est intéressée aux canaux de transmission de cette politique monétaire non conventionnelle. Si certaines études reprennent les canaux de transmission pour analyser le QE, d'autres se concentrent sur l'effet global de cette politique monétaire, sans différencier les impacts en fonction des mécanismes que nous avons présentés<sup>14</sup>. On peut cependant scinder en deux la période d'étude. Comme nous avons pu le noter, les pays émergents ont accusé la Fed de mettre en place une politique « d'appauvrissement du voisin » dès la mise en œuvre du premier volet de QE. Des effets de report sont apparus durant la période très expansionniste entre 2009 et mi-2013. Cette fenêtre temporelle fait l'objet de notre première section. Toutefois, dès mi-2013, l'annonce de l'arrêt progressif du QE et son arrêt total fin octobre 2014 ont semblé déstabiliser aussi les pays émergents. Cette deuxième période est l'objet de notre seconde section.

---

14. Dans notre revue de la littérature empirique, lorsque qu'ils ne sont pas mentionnés, les canaux de transmission ne sont pas explicitement modélisés par les travaux que nous citons.

# **I. L'identification complexe des impacts internationaux de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed : les différents épisodes de QE**

Dans cette section, nous nous proposons d'étudier les différentes études ayant traité des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed lors de la période expansionniste. Cette revue de la littérature permet de dissocier trois grandes méthodologies distinctes. Nous traitons donc les résultats des études par les méthodes d'études évènementielles, des études dynamiques sur des processus autorégressifs (VARs et VECMs) et des études en panel ou en séries temporelles. De plus, nous analysons les travaux selon les variables de politique monétaire non conventionnelle choisies, vis-à-vis des impacts sur les marchés financiers, les mouvements de capitaux et de taux de change.

## **A. La méthode de l'étude évènementielle pour les données à haute fréquence**

La publication des données à haute fréquence a nécessité pour les économistes de développer une nouvelle méthodologie.

Celle-ci permet d'analyser sur des fenêtres temporelles très courtes les impacts d'un évènement. Il est alors possible, du fait de l'importance du nombre d'observations, de mener à bien des études statistiques robustes. Les économistes se sont donc aidés de cette technique pour capter les effets immédiats des mesures non conventionnelles prises par la banque centrale américaine. Les actions des agents sur les marchés financiers pouvant être très rapides, une étude sur des données à haute fréquence permet d'isoler les comportements dus à l'évènement sans être pollués par d'autres effets. Cette méthode a pour but de saisir les effets immédiats et de très court terme, d'un phénomène économique ponctuel.

Nous allons étudier ici les effets de report du QE américain, captés par cette méthode, sur les mouvements de capitaux et les marchés financiers étrangers dans un premier temps, puis les effets sur les taux de change.

### **1. Les effets sur les mouvements de capitaux et les prix d'actifs**

Bauer et Neely (2014) utilisent une étude évènementielle pour capter l'importance du canal du signal et de réallocation de portefeuille à la suite des différents épisodes de QE. Pour ce faire, les auteurs désagrègent le taux de rendement long terme par le biais de l'estimation d'un modèle de structure par terme des taux d'intérêt. Le taux se décompose entre une dimension d'anticipation du taux futur captant le canal du signal, et la prime à terme des rendements de long terme captant la réallocation de portefeuille. Ils se concentrent alors sur les effets des annonces de politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les rendements des titres obligataires souverains de certains pays développés. En observant les effets sur le Canada, l'Allemagne, l'Australie et le Japon entre 2008 et 2012, leur étude permet de montrer que la première phase de QE entre 2008 et 2009 a

eu plus d'effets que les deux autres. En moyenne, le QE1 aurait été responsable d'une diminution de 55,3 points des rendements 10 ans du Canada, de l'Allemagne et du Japon. En ce qui concerne le second programme, l'impact moyen ne serait que de 11 points et de 3,1 points pour le QE3. Les auteurs concluent que le canal du signal influence d'autant plus la diminution des rendements pour le Canada, l'Allemagne et l'Australie. Les effets sur le Japon sont trop peu importants pour pouvoir conclure quant à ce pays. Neely (2015) confirme ces conclusions.

Sans différencier les canaux, d'autres auteurs s'intéressent aux effets du QE américain sur les prix d'actifs étrangers. Bowman et *al.* (2015) étudient l'impact des annonces de QE de la Fed sur les rendements souverains et s'intéressent aux pays émergents entre 2006 et 2013. Sur leur échantillon de 17 pays<sup>15</sup>, il apparaît aussi que la première période de QE a eu un effet bien supérieur que les deux suivantes sur les rendements souverains. En prenant en compte les indices de marché actions, le résultat est similaire même si l'ampleur est moindre. Prabu et *al.* (2016), en se focalisant sur le cas de l'Inde entre 2004 et 2014, confirment que la politique monétaire non conventionnelle n'a eu que très peu d'effets sur le rendement de l'indice action du pays. Ils complètent en ajoutant que les interventions du début du QE1 et l'*Operation Twist* ont eu plus d'effets que les autres programmes. Chua et *al.* (2013), en considérant une fenêtre temporelle de deux jours entre 2008 et 2012, estiment les effets de report de la politique monétaire de QE sur les prix des actions de quelques grands pays émergents<sup>16</sup>. Ils attestent que la première phase du QE américain a entraîné plus d'effets de report sur les pays émergents considérés que les deux autres programmes vis-à-vis des marchés actions. Ils ajoutent que le QE1 a entraîné une diminution de la volatilité des marchés actions émergents, la Fed ayant rassuré les investisseurs vis-à-vis de l'incertitude planant sur la sphère financière mondiale.

Chen et *al.* (2012) s'intéressent aux effets sur le risque des pays émergents<sup>17</sup> grâce aux prix des CDS (« *Credit Default Swaps* ») entre 2008 et 2010. Ces actifs sont des supports financiers permettant de s'assurer contre les risques de défaut des pays. Une telle approche leur permet d'approcher le canal du signal. Les auteurs montrent que les annonces du QE1 ont eu pour effet de réduire la perception du risque des pays émergents en réduisant la prime de 46,92 points de base contre 4,8 points de base concernant les annonces du QE2. Ils le justifient par le fait que la première phase du QE est vue comme un engagement à intervenir vis-à-vis de la situation économique morose. Concernant le second volet, ils émettent l'hypothèse que celui-ci est plutôt perçu comme la continuité d'une politique déjà engagée. De plus, ils avancent que les fondamentaux économiques des pays émergents considérés se sont améliorés entre les deux programmes d'achat.

## 2. Les impacts sur le taux de change

La littérature a aussi utilisé cette méthodologie pour étudier les impacts du QE amé-

---

15. Afrique du Sud, Brésil, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Pologne, République tchèque, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie.

16. Brésil, Corée du Sud, Malaisie, Indonésie, Mexique, Singapour.

17. Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Inde, Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande.



ricain sur le taux de change. Neely (2015), en se concentrant sur les principaux pays développés (Allemagne, Japon, Canada, Australie), montre qu'à la suite des annonces de la Fed, entre 2008 et 2009, le dollar s'est en moyenne déprécié de 5,98 points de pourcentage par rapport aux monnaies des pays considérés. Certaines monnaies réagissent plus fortement que d'autres. Par exemple, la monnaie britannique est celle qui est la moins sensible. La conjoncture économique du pays sur cette période peut l'expliquer.

Chua et *al.* (2013), en délimitant les impacts entre les différentes phases de QE et les différents canaux (portefeuille et signal), trouvent des résultats similaires à ceux sur les prix d'actifs. Le premier volet de QE est celui qui a eu le plus d'effets sur les taux de change des pays émergents considérés. Bowman et *al.* (2015) confirment les précédents résultats tout en montrant que, même durant le premier programme de QE, certaines annonces n'ont en moyenne pas produit d'appréciation des monnaies émergentes.

## **B. Étude des chocs monétaires non conventionnels sur des valeurs étrangères : La méthode VAR**

Largement utilisé par la littérature pour prendre en compte la relation entre les variables économiques, le VAR est très répandu pour étudier les effets de la politique monétaire. Il est aussi employé pour étudier l'impact de la politique monétaire non conventionnelle. L'objet de cette méthode est de mettre en relation différentes variables entre elles. L'étude de l'impact d'une variable se fait selon la méthodologie du choc sur la variable d'intérêt. La manière de prendre en compte l'instrument de QE dans de tels modèles économétriques peut différer selon les études. Ainsi, nous analysons dans cette partie les différentes variables retenues pour capter la politique monétaire non conventionnelle au sein des chocs et vérifions leurs effets.

### **1. Le *Quantitative Easing* comme une variable de liquidité (Masse monétaire et Taux directeur)**

Nous l'avons établi dans le chapitre précédent sur la littérature théorique, le QE peut être envisagé comme une politique monétaire de création de liquidité. Que ce soit en matière de masse monétaire, de base monétaire, ou de taux directeur, la liquidité est un concept que reprennent un certain nombre d'auteurs pour formaliser le choc de politique monétaire non conventionnelle sur les mouvements de capitaux et les prix d'actifs ou encore le taux de change.

#### **a. Les effets de la liquidité sur les mouvements de capitaux et les marchés financiers étrangers**

En utilisant un GVAR (Global VAR), Chua et *al.* (2013) étudient l'impact d'un choc de liquidité américaine sur les prix d'actions des pays émergents entre 1995 et 2010. Ils considèrent un échantillon représentant 11 pays d'Asie et d'Amérique latine<sup>18</sup> pour étudier les

---

18. Brésil, Chili, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Singapour, Thaïlande.

effets de report du QE américain en général. Ils synthétisent ce choc de liquidité globale comme étant une augmentation de la croissance de l'indicateur de masse monétaire M2 aux États-Unis. Ils concluent que ce choc de liquidité, prenant source aux États-Unis, va avoir un réel impact sur les prix d'actions, et ce relativement plus rapidement que sur les variables réelles. Leur analyse permet de faire apparaître certains pays dont les prix d'actions ont plus largement répondu au choc. Ainsi, la Chine, le Chili et la Thaïlande sont les trois pays ayant la plus grande sensibilité à l'augmentation de la liquidité. L'impact se traduit par une augmentation des prix d'actifs de plus de 3,5%. Comme pour les études évènementielles, il résulte de leur analyse que le premier volet de QE de la Fed a eu un impact plus significatif que le second. Brana et *al.* (2012), envisagent une méthodologie similaire pour modéliser la politique monétaire non conventionnelle. Si leur article ne se concentre pas précisément sur le cas du QE américain, il traite de l'excès de liquidité globale dans l'économie mondiale et ses effets sur les pays émergents<sup>19</sup>. Les auteurs construisent leur indicateur d'excès de liquidité comme étant le rapport entre la base monétaire mondiale et le PIB mondial. Elles estiment alors les fonctions de réaction relatives à un PVAR (VAR en panel) sur des données mensuelles entre 1990 et 2010. L'article conclut qu'il existe une relation significative et positive entre l'excès de liquidité et l'évolution de l'indice actions du pays émergent.

#### **b. L'impact de la liquidité sur le taux de change**

Par leur méthode du GVAR, Chua et *al.* (2013) montrent aussi que l'augmentation de la croissance de M2 aux États-Unis entraîne une augmentation des pressions sur le marché des changes sur 2 ans. Cependant, les pays ne sont pas tous égaux face aux effets de report du QE. Le Brésil et la Corée du Sud sont les deux pays de l'échantillon ayant connu le plus de pressions à la hausse sur la valeur de leur monnaie. Carrera et *al.* (2015) développent un modèle VAR structurel en deux blocs se concentrant sur l'Amérique latine et plus particulièrement sur le Chili, la Colombie, le Mexique et le Pérou entre décembre 1998 et décembre 2013. Cette méthodologie leur permet de capter les effets de la politique monétaire non conventionnelle américaine qui transitent vers les pays émergents qu'ils considèrent. En effet, ils modélisent dans un premier bloc l'économie américaine comme étant un grand pays. Le second bloc comprend les pays émergents. Un choc sur le grand pays transitera, vers les pays émergents, par un certain nombre d'ajustements dus aux flux de capitaux, ou aux flux commerciaux. Ils identifient un choc sur les États-Unis en imposant des restrictions de signe. Ce choc de politique monétaire non conventionnelle est une synthèse d'une augmentation de la masse monétaire américaine (M1) et une diminution de l'écart entre les taux long et court américains. Ils concluent qu'un tel choc entraîne une forte appréciation du taux de change réel des pays émergents vis-à-vis du dollar. Ils estiment qu'une telle appréciation est due à des entrées massives de capitaux dans ces pays à la suite de la mise en place du QE.

---

19. Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Hong-Kong, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Venezuela.

## 2. La politique non conventionnelle appréhendée par la courbe des taux américains

D'autres auteurs ont envisagé le choc de politique monétaire non conventionnelle américaine comme agissant directement sur la courbe des taux américains. Comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent, la politique monétaire de QE a théoriquement des effets sur le rendement des titres que la banque centrale achète. En prenant en considération que la Fed acquiert pour 2 952 milliards de dollars de bons du Trésor américains durant les trois volets de QE, les auteurs ont estimé que cela pouvait s'approximer par un choc sur les rendements de long terme.

### a. L'impact de la baisse des taux longs US sur les mouvements de capitaux et les titres financiers mondiaux

Rogers et *al.* (2018) adoptent un choc sur le taux de rendement américain à 5 ans pour modéliser les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Leur étude, ne portant que sur des pays développés (Allemagne, Royaume-Uni et Japon) entre 1999 et 2015, montre qu'une diminution de ce taux de rendement va se répercuter comme une diminution de la prime à terme de ces pays. Cette diminution de la prime à terme, composante du taux de rendement de long terme, entraîne donc, toutes choses égales par ailleurs, une diminution des rendements de long terme dans ces pays. Bowman et *al.* (2015) complètent l'étude de Rogers et *al.* (2018) sur un échantillon de 17 pays émergents<sup>20</sup>. Ils utilisent le taux de rendement à 10 ans sur les titres américains comme variable de choc dans un VAR. Le choc qu'ils modélisent est une diminution de 25 points de base de ce rendement à 10 ans sur des données journalières du rendement 10 ans des pays émergents, allant de janvier 2006 à décembre 2013. Leur étude révèle que certains pays réagissent dès les premiers jours, comme le Mexique ou la Thaïlande, alors que d'autres réagissent sur le moyen terme (à partir de 50 jours). Certains pays réagissent d'ailleurs dans des proportions beaucoup plus importantes. Le Brésil, le Mexique ou la Thaïlande connaissent une diminution de leur rendement souverain de long terme allant jusqu'à respectivement 60, 30 et 38 points de base. Ces pays réagissent bien plus que la moyenne de l'échantillon qui se situe à hauteur de 14 points de base.

D'autres auteurs comme Chen et *al.* (2016) utilisent des indicateurs de taux différents pour appréhender la politique monétaire américaine. Ils admettent le *corporate spread* (écart de taux entre l'indice BOFA Meryll Lynch AAA<sup>21</sup> et le taux *Fed funds* effectif) pour modéliser le QE de la Fed. Ils justifient l'utilisation d'un tel indicateur par le fait que celui-ci a été fortement touché par les mesures non conventionnelles de la banque centrale américaine. Ils estiment un GVECM (Modèle GVAR à correction d'erreur) sur des données entre juillet 2007 et février 2013 sur 13 pays émergents<sup>22</sup>. Une diminution de 20,3 points de base du *corporate spread* américain entraîne une appréciation générale des prix des

20. Afrique du Sud, Brésil, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Pologne, République tchèque, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie.

21. Indice d'obligations d'entreprises dont le risque est noté AAA.

22. Argentine, Brésil, Chili, Chine, Hong Kong, Inde, Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Mexique, Philippines, Singapour, Thaïlande.

actions. L'Indonésie, les Philippines, Singapour, l'Argentine ou le Brésil sont les pays dont les indices actions ont le plus réagi et excèdent 1,5 % d'augmentation. En utilisant le *term spread* (écart entre les rendements 10 ans et trois mois des titres du gouvernement américain) comme indicateur de QE, les résultats ne sont pas généralisables et les pays semblent expérimenter un effet négatif sur leur prix d'actifs. Cette différence d'effets peut être due aux mouvements sur les marchés souverains américains qui ne tiennent pas qu'aux orientations de la politique monétaire de la Fed. Barroso et *al.* (2016) utilisent aussi le *term spread* pour modéliser la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. Ils se concentrent, par le biais d'un SVAR (VAR Structurel), sur l'impact du QE sur le Brésil et confirment les résultats précédents. Ils mettent en place une analyse contrefactuelle qui leur permet de mettre en exergue l'impact des flux de capitaux sur le pays. Ainsi, sur des données mensuelles allant de janvier 2000 à juin 2012, les mesures de QE ont entraîné des entrées brutes de capitaux significatives dans le pays, qui se sont répercutées positivement sur les indices boursiers du Brésil. Rafiq (2015) complète l'analyse à l'aide d'un PVAR entre 1996 et 2013 sur le Bangladesh, le Cambodge, l'Inde, la Mongolie, le Sri Lanka et le Vietnam. Il établit qu'à la suite d'un choc de *term spread*, les pays ayant des marchés financiers peu développés sont moins sensibles à la politique de QE.

#### **b. Baisse des taux longs américains et taux de change**

Rogers et *al.* (2018), en utilisant un SVAR, montrent que le choc de politique monétaire non conventionnelle de la Fed, se matérialisant par une diminution du rendement américain 5 ans, se traduit par une dépréciation de la valeur du dollar vis-à-vis de l'euro, du yen et de la livre britannique.

Néanmoins, Bowman et *al.* (2015), malgré un choc diminuant de 25 points de base le taux de rendement des titres américains souverains à échéance 10 ans, ne trouvent pas d'effet significatif sur le taux de change des pays émergents qu'ils considèrent. Seul le Brésil connaît une appréciation de sa monnaie vis-à-vis du dollar sur la période étudiée. Barroso et *al.* (2016), à l'aide d'une analyse contrefactuelle, confirment les conclusions de Bowman et *al.* (2015) concernant le Brésil.

Chen et *al.* (2016) montrent par leur GVECM que la politique monétaire non conventionnelle de la Fed, approchée par une diminution dans le *corporate spread*, entraîne des pressions sur le taux de change des pays émergents. Cependant, ces pressions ne sont pas les mêmes selon les pays. Si les pays d'Amérique latine connaissent tous des pressions à l'appréciation de la valeur de leur monnaie, certains pays asiatiques comme Hong-Kong ou l'Indonésie expérimentent une diminution des pressions sur leur taux de change. Leurs résultats sont robustes lorsqu'ils utilisent le *term spread* comme indicateur de QE.

### **3. L'actif de la banque centrale comme variable de Quantitative Easing**

Comme nous l'avons déjà expliqué, la politique monétaire de QE est l'action, par la banque centrale, d'acquérir des titres de plus long terme. Ces achats, non stérilisés,

entraînent mécaniquement une transformation du bilan de la Fed. Une partie de la littérature a utilisé ces évolutions du bilan de l'autorité monétaire pour modéliser le QE. C'est le cas de Dahlhaus et *al.* (2014) qui s'intéressent aux implications internationales de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. Par le biais d'un FAVAR (VAR enrichi de facteurs), ils mettent en place une étude contrefactuelle permettant d'estimer les effets de la détention d'actifs de long terme par la Fed sur l'économie canadienne entre 1983 et 2013. Si cette étude ne prend en compte qu'un seul pays développé, elle montre toutefois, par l'analyse contrefactuelle, que le QE de la Fed a entraîné une diminution du rendement souverain canadien à échéance 10 ans allant jusqu'à 1 point de pourcentage. Un deuxième effet de report réside dans une augmentation de l'indice boursier canadien allant jusqu'à 50%. De même, la monnaie canadienne se serait appréciée de 0,15 point vis-à-vis du dollar américain.

Anyu et *al.* (2017) utilisent quant à eux la taille du bilan de la Fed au sein d'un GVAR sur 39 pays développés et émergents entre 2008 et 2014. Ils montrent que des chocs exogènes positifs sur le bilan de la Fed entraînent des mouvements de capitaux des États-Unis vers les pays émergents. Cela crée des pressions sur les marchés actions et à l'appréciation réelle des monnaies émergentes. Bhattarai et *al.* (2015) concentrent l'analyse sur les pays émergents avec des données mensuelles entre janvier 2008 et novembre 2014. Ils modélisent un VAR structurel sur les États-Unis leur permettant d'identifier le choc de QE représentant une augmentation des achats de la banque centrale de 2%. Ensuite, ils incorporent la dynamique de ce choc au sein d'un PVAR sur 13 pays émergents<sup>23</sup>. Leur étude montre qu'une augmentation des achats de la banque centrale américaine entraîne une augmentation des flux de capitaux entrants dans les pays émergents. Ces flux de capitaux s'accompagnent d'une appréciation de la monnaie émergente vis-à-vis du dollar de 25 points de base en moyenne. De plus, les achats de la Fed entraînent une augmentation significative, et sur plusieurs périodes, des prix d'actifs ainsi qu'une diminution des taux longs émergents, atteignant respectivement en moyenne 100 points de base et 3 points de base. Leur article permet de distinguer entre les « *Fragile Five* » (Cinq Fragiles) et les autres pays émergents. Les « *Fragile Five* » correspondent à une appellation apparue en 2013 à la suite des difficultés économiques qu'ont connues l'Inde, le Brésil, la Turquie, l'Indonésie et l'Afrique du Sud. Ils estiment que les effets de report sur les « *Fragile Five* », touchant les taux de change et les rendements long terme, sont deux fois supérieurs à ceux sur les autres pays émergents qu'ils considèrent.

#### **4. Les annonces de la banque centrale comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle**

Les études événementielles permettent de prendre en compte les impacts immédiats des annonces de la banque centrale américaine sur les variables financières. Cependant, cette méthode ne considère qu'un horizon temporel de très court terme. Cela ne permet

---

23. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Taiwan, Thaïlande, Turquie.

pas de considérer les effets de report dans le moyen et le long terme. Des études ont alors essayé de concilier l'effet d'annonce de très court terme avec une étude sur un horizon temporel plus long en prenant en compte au sein des VAR des variables indicatrices. Par exemple, Tillman (2016) utilise des variables binaires pour modéliser les chocs de QE sur des données mensuelles entre août 2007 et mars 2013. Pour ce faire, il utilise la méthode du Qual VAR (VAR Qualitatif). Ce procédé permet de prendre en compte les variables qualitatives au sein du VAR qu'il considère. L'auteur avance l'argument qu'une telle méthode permet de lier l'étude événementielle et le VAR. Après avoir estimé le facteur latent du QE américain permettant d'extraire la composante exogène et non anticipée de la politique monétaire non conventionnelle, il paramètre un choc sur ce facteur. Il en résulte que la politique monétaire non conventionnelle de la Fed entraîne des effets de report sur les flux de portefeuille en partance des États-Unis. Un choc positif entraîne des flux de portefeuille sortants des États-Unis vers les pays émergents des régions de l'Asie Pacifique et d'Amérique latine. Cela laisse présager d'une réallocation de portefeuille. Un tel phénomène se traduit sur les rendements des pays émergents qui diminuent significativement à la suite des mesures de QE. Il montre de plus que cela entraîne aussi mécaniquement une dépréciation du dollar vis-à-vis des monnaies émergentes considérées<sup>24</sup>.

Les annonces de la banque centrale peuvent aussi être analysées indirectement. C'est ce que font Kavli et Viegi (2017). Ils retiennent le VIX comme l'une de leur variable de politique monétaire non conventionnelle. Ils justifient l'utilisation de cette variable en rappelant qu'à la suite de la crise de 2008, le VIX a réagi essentiellement aux annonces de la Fed vis-à-vis de la politique monétaire non conventionnelle. Ils utilisent de surcroît une méthode différente de celle de Tillman (2016) pour prendre en compte cette variable. En effet, ils envisagent un TVP VAR (VAR à paramètre variable avec le temps) qui permet de prendre en compte la non-linéarité des effets dans le temps entre 1988 et 2015. Leur étude montre que les flux de capitaux obligataires sont très fortement influencés par les mouvements du VIX après 2008 en Afrique du Sud.

### **C. Les autres méthodes économétriques traditionnelles : l'économétrie de panel et de séries temporelles**

D'autres études s'intéressent à la politique de QE de la Fed. Ces méthodes, travaillant sur des variables ayant des fréquences différentes, s'appuient sur des considérations théoriques pour mesurer les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle. Elles mettent en place des analyses plus traditionnelles ne faisant aucune hypothèse sur le processus générateur de données comme de l'économétrie de panel ou de l'économétrie des séries temporelles.

#### **1. Le Quantitative Easing comme une variable de liquidité**

Le premier indicateur de la politique monétaire non conventionnelle que nous retenons

---

24. Afrique du Sud, Brésil, Corée du Sud, Inde, Mexique, Thaïlande.

est une variable de liquidité. À l'image de notre précédente section, cette variable peut se présenter sous différentes formes. Comme nous l'avons vu, elle peut prendre la forme de l'instrument quantitatif monétaire, à savoir la base monétaire ou la masse monétaire. Elle peut aussi être représentée par l'instrument du taux d'intérêt directeur alors modifié pour prendre en compte la politique monétaire non conventionnelle.

#### a. L'impact sur les flux de capitaux et les titres financiers

Han et Wei (2016) s'interrogent sur l'indicateur de politique monétaire qu'ils peuvent utiliser pour traduire la politique monétaire non conventionnelle de la Réserve fédérale américaine. Si le taux directeur de court terme peut s'avérer une bonne synthèse des décisions prises par la Fed avant 2009, l'apparition du ZLB ne permet pas de retranscrire les choix de l'autorité monétaire sur les périodes suivantes. Ils développent alors un taux synthétique prenant en compte l'augmentation de la masse monétaire relativement au PIB américain. Leur étude estime un panel, par la méthode de maximum de vraisemblance, sur des données mensuelles entre 1999 et 2012 sur 60 pays, dont 24 pays émergents<sup>25</sup>. Elle établit qu'une politique monétaire plus expansionniste entraîne une diminution du taux d'intérêt dans les pays qu'ils considèrent, qu'ils soient en régime de change fixe ou flexible.

En considérant la liquidité par l'indicateur M3 des États-Unis, du Japon, de l'Europe et du Royaume-Uni, Sun (2015) estime un panel à effet fixe sur l'ASEAN-5<sup>26</sup> sur des données mensuelles entre janvier 2003 et juin 2015. Il ajoute que l'augmentation de la liquidité globale a aussi un impact significatif et positif sur le rendement des actions comme sur l'indicateur de stress financier des pays considérés. Brana et Prat (2016) utilisent une autre mesure de la liquidité. Elles étudient les implications de l'excès de liquidité, mesurée par la base monétaire, des quatre plus grandes banques centrales des pays développés (Fed, Banque d'Angleterre, Banque du Japon et BCE) sur 17 pays émergents industrialisés<sup>27</sup> sur des données trimestrielles entre le troisième trimestre 1995 et le quatrième trimestre 2011. Elles estiment par le biais d'un panel à effet de seuil, permettant d'observer des changements dans les coefficients en fonction du niveau de risque présent dans l'économie mondiale, que l'excès de liquidité mondiale a un impact significatif et positif sur le rendement des actions, mais durant les épisodes de calme. Ainsi, lorsque l'économie est en situation de stress, l'augmentation de la liquidité par les quatre grandes banques centrales a un impact négatif et significatif. Cerrutti et *al.* (2014) complètent l'analyse en s'intéressant aux flux de crédits internationaux dus aux politiques monétaires expansionnistes des centres mondiaux approchées par la masse monétaire (M2). L'estimation de leur panel à effets fixes sur 77 pays entre 1990 et 2012 sur des données trimestrielles montre que l'augmentation de la liquidité globale entraîne une hausse conjointe des flux de crédits

---

25. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Égypte, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Pologne, République tchèque, Russie, Singapour, Thaïlande, Turquie.

26. Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande.

27. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Mexique, Pérou, Inde, Indonésie, Malaisie, Philippines, Hong Kong, Taïwan, Thaïlande, Singapour, Turquie.

internationaux vers le secteur financier.

D'autres auteurs appréhendent la liquidité créée par les politiques non conventionnelles comme une politique de taux d'intérêt. Comme nous l'avons vu précédemment, lors de la mise en place de la politique monétaire non conventionnelle aux États-Unis, les autorités monétaires ont déjà abaissé, aux alentours de zéro, leur taux d'intérêt directeur. Celui-ci, en terme nominal, ne peut pas descendre sous le plancher zéro. Des auteurs comme Wu et Xia (2016), Krippner (2013) ou Lombardi et Zhu (2014), dans un souci de continuité des variables, ont créé un taux d'intérêt synthétique permettant de prendre en compte à la fois les volets conventionnels et non conventionnels de la politique monétaire. Ce taux, appelé taux fantôme, est un indicateur pouvant descendre sous la limite conventionnelle de zéro, pour justement représenter le QE. Aizenman et *al.* (2016) considèrent cette approche et utilisent le taux fantôme de Wu et Xia (2016) pour capter la politique monétaire non conventionnelle des pays dits « centraux ». Ces auteurs étudient les effets de report sur les pays émergents d'Asie. En menant à bien une étude des coefficients de sensibilité sur un panel entre les variables des pays développés et celles des pays périphériques, ils mettent en exergue des liens entre les variables financières des pays centraux et celles des pays dits périphériques. Sur leur échantillon de données mensuelles allant de 1986 à 2015, ils montrent qu'entre 2013 et 2014, les taux de court terme ont été significativement touchés par la politique monétaire américaine pour 60% des pays émergents considérés. Pagliari et Hannan (2017) utilisent ce même indicateur de la politique monétaire sur un échantillon de 37 pays émergents et en développement<sup>28</sup> entre 1970 et 2016 sur des données trimestrielles. Elles estiment les déterminants de la volatilité des flux de capitaux par le biais d'un panel à effets fixes. Il s'avère que leur indicateur de la politique monétaire non conventionnelle est significatif. Toutes les typologies de flux de capitaux sont touchées significativement par le QE américain. Cependant, leur échantillon prend en compte un horizon temporel étendu (36 ans) et ne permet donc pas d'isoler les impacts spécifiques de la politique monétaire américaine entre 2008 et 2014. Lim et *al.* (2014) recentrent leur échantillon d'analyse sur la période 2000 - 2013, ce qui leur permet de mieux capter les impacts du QE américain. Ils se focalisent sur les flux bruts de capitaux, et montrent que leur indicateur de liquidité n'influence pas significativement les IDE des 60 pays émergents et en développement étudiés. Ils examinent plusieurs indicateurs de liquidité : le taux court terme 3 mois américain et la masse monétaire au sens de M2. Cependant, leur étude permet de montrer que le canal de la liquidité explique significativement les flux bruts de portefeuille ainsi que les autres flux bruts, mais pas les flux de crédits internationaux ni les IDE. Les flux entrants libellés en obligations sont plus affectés par une diminution du taux trois mois que ceux en actions. Une diminution du taux trois mois de 1 point expliquerait une augmentation du logarithme des flux bruts d'obligations de 0,089 contre 0,053 pour les actions. Kiendrebeogo (2016) utilise aussi une approche de la politique

28. Afrique du Sud, Albanie, Arabie Saoudite, Bulgarie, Biélorussie, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Costa Rica, Croatie, Équateur, Égypte, Guatemala, Hongrie, Inde, Indonésie, Jordanie, Kazakhstan, Sri Lanka, Lituanie, Lettonie, Mexique, Malaisie, Pérou, Philippines, Pologne, Paraguay, Roumanie, Russie, Salvador, Serbie, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Uruguay.



monétaire non conventionnelle par les taux de court terme. Il mesure dans un panel entre 2007 et 2012 l'impact de l'évolution du taux futur 1 an américain relativement au taux de court terme des pays considérés sur les flux de capitaux nets de 98 pays émergents et développés, ne mettant pas en place de politique monétaire non conventionnelle. Il justifie son indicateur de politique monétaire par plusieurs arguments. En premier lieu, la différence entre le taux américain et le taux de court terme du pays considéré permet de montrer que la politique monétaire de la Fed peut être plus ou moins accommodante pour l'économie étudiée. Dans un second temps, il considère que ce taux futur à 1 an permet de prendre en compte, à la fois les effets anticipés, et les effets contemporains du QE américain. L'étude conclut à un impact significatif et positif de la politique monétaire de la Fed, sur la période, sur les flux nets de capitaux en obligations ou en actions. Comme chez Lim et *al.* (2014), l'ampleur de la sensibilité des flux de capitaux en obligations est plus importante que celle relative aux actions (0,16 contre 0.10).

#### **b. Les effets de la liquidité sur le taux de change**

Aizenman et *al.* (2016) étudient les effets de report de la politique monétaire américaine sur le taux de change dans les pays émergents d'Asie entre 1986 et 2015. Ils estiment que le taux fantôme à la Wu et Xia (2016) a eu un impact sur les taux de change réels des pays considérés, mais que le taux européen a entraîné plus d'effets de report que le taux américain. Les auteurs ajoutent qu'il n'existe un lien significatif entre les pays menant des politiques de QE et les pays périphériques, que pour 20% d'entre eux. Ce lien est faible même lorsqu'ils ne se concentrent que sur la période de crise. Wu (2013) utilise quant à lui un modèle à correction d'erreur permettant de mettre à jour les liens existants entre la base monétaire émise par la Fed et le taux de change entre le dollar et le peso chilien entre 1999 et 2013. Il trouve une relation positive et significative entre les deux variables. Ainsi, une augmentation de la création de monnaie banque centrale entraîne une appréciation du peso chilien vis-à-vis du dollar américain. Dupuy (2012) utilise aussi des estimations en séries temporelles liant la politique monétaire non conventionnelle américaine, captée par le différentiel de base monétaire entre les États-Unis et ses partenaires, et le taux de change effectif nominal du dollar. Son analyse entre novembre 2008 et février 2012 conclut aussi à la dépréciation du dollar, et donc à l'appréciation de la monnaie de ses partenaires, sur la période due à la politique monétaire non conventionnelle.

## **2. Les taux longs américains pour traduire la politique non conventionnelle**

À l'image du VAR, la littérature considérée ici a aussi envisagé les mesures non conventionnelles par la courbe des taux américains. Les rendements longs des obligations souveraines des États-Unis et les *spreads* entre ces rendements longs et les taux court terme sont des indicateurs pris en compte dans l'économétrie de panel que développent un certain nombre d'auteurs.

### a. Les effets de la baisse des taux longs US sur les mouvements de capitaux et les titres financiers

Dans une note du FMI (2014), les auteurs étudient l'impact de la liquidité créée dans les centres économiques mondiaux sur les flux nets de portefeuille en actions et en obligations vers les autres pays, émergents ou avancés. Les auteurs utilisent plusieurs indicateurs de liquidité. Celui qui nous intéresse vis-à-vis de la politique monétaire non conventionnelle est l'écart entre le taux 10 ans et le taux 2 ans des bons du Trésor aux États-Unis. Leur estimation d'un panel à effets fixes sur des données mensuelles entre 2003 et 2014 leur permet de montrer que les mouvements nets en actions sont significativement et négativement touchés par une augmentation de ce *spread*. En effet, en opérant un raisonnement inverse, une diminution du *spread*, traduisant une détente des taux aux États-Unis, entraîne une augmentation des flux de capitaux nets en actions vers les pays émergents. Lim et al. (2014) ou Burns et al. (2014) reprennent un indicateur de la courbe des taux pour prendre en compte l'impact du QE américain sur les flux de capitaux bruts vers 60 pays émergents et en développement. Sur des données trimestrielles entre 2000 et mi-2013, les auteurs confirment les résultats du FMI (2014). Ils concluent, grâce à un panel à effets fixes, sur une relation significative et négative entre la courbe des taux et les flux de capitaux bruts. Ils montrent que ce lien ne tient que pour les flux de portefeuille et les autres flux bruts. Contrairement au FMI (2014), la courbe des taux permet d'expliquer significativement les flux bruts de capitaux à la fois en actions et en obligations. Les deux coefficients ont d'ailleurs la même ampleur. Park et al. (2016) reprennent la méthodologie de Lim et al. (2014) mais ajoutent d'autres pays émergents retenus par Eichengreen et Gupta (2015) à l'échantillon tout en enlevant ceux qu'ils ne considèrent pas comme pays émergents (Chine, Singapour et Hong Kong). Cela mène leur échantillon à 62 pays. Leur étude sur des données trimestrielles entre 2000 et le deuxième trimestre de 2013 confirme alors les résultats précédents, mais montre une prépondérance de l'impact de la courbe des taux américains sur les flux bruts de capitaux placés en actions. Concernant les obligations, les coefficients sont inférieurs et moins significatifs. Cela peut être dû à la taille de l'échantillon et au fait que celui-ci est purgé de certains pays trop développés pour être considérés comme émergent d'après leurs critères. Hannan (2017) confirme l'impact du QE sur les flux de capitaux vers les pays émergents. Elle montre sur un échantillon de 35 pays<sup>29</sup>, entre le troisième trimestre 2009 et fin 2015, que la politique monétaire de QE des États-Unis explique les flux de capitaux nets entrants dans les pays émergents. Elle utilise comme indicateur de QE l'écart entre le taux obligataire des entreprises et le taux 10 ans souverain aux États-Unis. Le lien significatif et positif que l'auteur met à jour dans son étude s'explique par le fait que les mesures de QE ont eu pour effet de réduire les taux souverains et donc d'augmenter ce *spread*. Cette augmentation entraîne alors une augmentation des flux de capitaux nets totaux vers les pays émergents. Comme

---

29. Afrique du Sud, Albanie, Arabie Saoudite, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Costa Rica, Croatie, Équateur, Égypte, Guatemala, Hongrie, Inde, Indonésie, Jordanie, Kazakhstan, Lettonie, Lituanie, Macédoine, Mexique, Malaisie, Paraguay, Pérou, Philippines, Pologne, Russie, Salvador, Sri Lanka, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Uruguay, ex-Yougoslavie.

l'étude du FMI (2014), elle établit qu'il n'y a pas de relation significative entre les flux nets de portefeuille en obligations et la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. Cerrutti et *al.* (2014) ajoutent qu'il existe une relation significative et négative entre la courbe des taux des puissances financières et les crédits internationaux aux secteurs financiers et non financiers. Leur étude en panel entre 1990 et 2012 permet de tirer cette conclusion sur 77 pays.

À la suite des flux de capitaux qui traduisent une augmentation de la demande sur les marchés financiers, les prix d'actifs ainsi que leur rendement évoluent. La littérature s'est alors penchée plus précisément sur les impacts de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les rendements des titres financiers, qu'ils soient obligataires ou de propriété (actions), des pays émergents.

Korniyenko et Loukoianova (2015) construisent un indicateur de politique monétaire non conventionnelle à partir des rendements de long terme des pays menant une politique de QE. Pour ce faire, les auteurs régressent les rendements de long terme des bons souverains sur les stocks de la période précédente de ces actifs relativement au PIB. L'étude en panel à effets fixes conclut qu'il n'y a pas d'effet de report significatif de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur la création de liquidité dans les pays émergents considérés<sup>30</sup>, entre 2002 et 2014. À l'inverse, en se concentrant sur les rendements souverains à 5 ans de 17 émergents<sup>31</sup>, Ebeke et Kyobe (2015) concluent, après l'estimation d'un panel non linéaire, qu'il existe un lien significatif et positif entre le QE américain et le rendement des obligations souveraines émergentes libellées en monnaie locale. Ces auteurs utilisent le rendement 10 ans des titres souverains américains pour mesure du QE sur leur étude entre 2004 et 2013. Guarin et *al.* (2014) utilisent aussi cet indicateur, mais se focalisent sur le cas de la Colombie en utilisant la méthodologie de la régression linéaire en fenêtre mobile. Cette méthode leur permet de prendre en compte le changement des relations entre les variables au fil du temps. Les auteurs observent que la relation entre le taux américain 10 ans et son homologue colombien change de signe selon les périodes. Cette relation positive devient négative entre 2008 et 2012 puis redevient positive. Ils expliquent ce changement durant la période de QE par le fait que les titres américains étant des actifs sans risque, lors de la crise, les capitaux se sont concentrés vers ce genre de titres. Turner (2014) utilise aussi le taux de rendement 10 ans américain, mais montre une relation positive et significative entre celui-ci et son équivalent pour la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni ainsi que le Japon. En scindant en deux l'échantillon, l'auteur observe que la valeur des coefficients est plus importante sur la période janvier 2009 - novembre 2013 que sur la période janvier 2000 - décembre 2007. Cela montre que sur la période de QE, les effets de report ont été plus importants que sur la période précédente. Albagli, et *al.* (2018), confirment ces résultats sur 12 pays émergents<sup>32</sup>. Leur étude en panel entre

---

30. 103 pays émergents et en développement.

31. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Colombie, Égypte, Hongrie, Inde, Indonésie, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, Roumanie, Thaïlande, Ukraine.

32. Afrique du Sud, Chili, Colombie, Corée du Sud, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Mexique, Pologne, Taïwan, et la

janvier 2003 et décembre 2016, modélisant le QE comme une variation des taux américains à échéance 2 ans à la suite des annonces du FOMC, leur permet de montrer que les rendements 10 ans des obligations émergentes sont plus sensibles à la politique monétaire américaine depuis 2008. Gagnon et *al.* (2017) estiment eux aussi, sur un échantillon comprenant des pays émergents<sup>33</sup>, l'impact du taux long 10 ans américain sur leur équivalent national. Leur étude montre des effets différenciés sur les pays émergents. En prenant en compte les jours des annonces du FOMC entre novembre 2008 et juillet 2015, on peut en conclure que le taux de rendement long terme américain n'a pas le même signe en fonction des pays. Le Brésil, la Colombie ou encore les Philippines ont une relation significative et positive entre le taux long souverain des États-Unis et leur homologue national que ce soit des jours d'annonce de politique monétaire de la Fed ou non. Cependant, d'autres pays comme le Chili connaissent une inversion de la relation en fonction des jours d'annonce, à l'image des pays développés considérés dans l'échantillon. Toutefois, pour tous les pays, quand l'effet de report total sur le taux souverain local est significatif, celui-ci est positif sur la période étudiée. Une diminution des rendements montre alors une appréciation du prix desdits titres pouvant se traduire par une réallocation de portefeuille. En considérant les prix d'actifs, l'étude conclut aux mêmes résultats.

Moore et *al.* (2013) se servent du même indicateur de QE dans leur panel à effets fixes sur des données trimestrielles entre 2004 et 2010. Ils établissent que celui-ci a une relation significative et négative avec la part des étrangers détenant des obligations souveraines émergentes. De plus, les auteurs distinguent leur échantillon de 10 pays émergents<sup>34</sup> en fonction d'un certain nombre de caractéristiques économiques. Il en ressort que les pays montrant un régime de change fixe sont moins touchés par ces effets de report que ceux qui ont adopté un régime de change flexible, mais que l'ouverture financière n'est pas un critère permettant de différencier les pays.

#### **b. Les conséquences sur le taux de change**

Guarin et *al.* (2014), grâce à leur modèle linéaire à fenêtre mobile, montrent que le taux de rendement des obligations souveraines américaines a un impact significatif et positif sur la valeur de la monnaie colombienne vis-à-vis de la monnaie étasunienne entre 2004 et 2013. De ce fait, une diminution du rendement des titres souverains américains, due au QE de la Fed, entraîne une appréciation de la monnaie colombienne. En considérant la courbe des taux comme indicateur, Aizenman et Binici (2016) arrivent à des résultats similaires. En effet, ils s'intéressent aux liens existants entre les politiques monétaires menées dans les pays de l'OCDE et les pressions sur le taux de change des pays par le biais d'un panel dynamique. Ils montrent que la courbe des taux américains (différence entre le rendement 10 ans et le 3 mois sur les titres de dettes souveraines américaines), prise pour indicateur de QE, n'est significative pour expliquer les pressions sur les taux de change

---

Thaïlande.

33. Afrique Sud, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Hong Kong, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pakistan, Philippines, Pologne, Singapour, Taïwan, Turquie.

34. Brésil, Corée du Sud, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Pologne, Thaïlande, Turquie.

émergents<sup>35</sup> qu'entre le troisième trimestre 2009 et le premier trimestre 2013. Durant cette période, une réduction de l'indicateur de la courbe des taux américains entraîne une forte augmentation des pressions sur le marché des change des pays émergents. L'intervention de la Réserve fédérale a dans cette étude des conséquences directes sur la volatilité des taux de changes émergents. Gagnon et *al.* (2017) ajoutent, sur la base d'un panel sur des données journalières entre novembre 2008 et juillet 2015, que la politique monétaire non conventionnelle de la Fed, approchée par le taux de rendement 10 ans souverain américain, entraîne une appréciation significative des monnaies émergentes vis-à-vis de l'USD. Certains pays réagissent d'ailleurs plus que d'autres comme la Pologne, l'Afrique du Sud ou le Brésil, relativement à ceux dont le taux de change est moins flexible.

### 3. L'actif de la banque centrale comme indicateur de Quantitative Easing

#### a. Les impacts sur le flux de capitaux et les titres financiers

En utilisant la variation du bilan de la banque centrale comme indicateur de QE, Apostolou et Beirne (2017) analysent les effets de report des politiques de la Fed et de la BCE sur la volatilité des marchés actions. En retenant les 13 pays émergents<sup>36</sup> les plus importants entre 2003 et 2014, leur étude montre par le biais d'un GARCH en deux étapes que tous les pays ne sont pas touchés de façon égale par la politique bilancielle de la Fed. Ainsi, il n'y a pas d'incidence significative de la politique monétaire de la Fed sur la volatilité des marchés actions en Chine ou en Russie. Cependant, les autres pays montrent un impact négatif et significatif traduisant le fait que le QE de la Fed a diminué la volatilité des marchés concernés. Le Pérou et le Brésil sont les deux pays les plus touchés de l'échantillon. Les auteurs ajoutent que la volatilité due à la politique monétaire de la banque centrale américaine a évolué au cours du temps et qu'elle a connu de fortes augmentations lors de la mise en place du QE1. Le Pérou demeure le pays où cette volatilité a eu le plus d'amplitude. La variance conditionnelle du rendement actions du pays relative à la volatilité du bilan de la Fed a atteint jusqu'à 18% début 2009. Morais et *al.* (2015) utilisent le même indicateur, mais au sein d'un modèle en panel prenant en compte le Mexique entre janvier 2002 et mars 2012. Les auteurs analysent l'impact de la politique de QE sur le crédit au Mexique. Ils montrent que les achats de la Fed n'ont pas eu d'impact significatif sur le volume de crédits octroyés par les banques mexicaines ni sur les taux qu'elles dispensent. Toutefois, la maturité est positivement et significativement touchée par les actions de l'autorité monétaire américaine.

Ree et Choi (2014) utilisent un autre indicateur relevant du bilan de la Fed. Ils considèrent les achats de titres de la banque centrale américaine pour synthétiser les agissements de l'autorité monétaire américaine. Plus précisément, ils étudient l'impact des

---

35. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Egypte, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Malaisie, Maroc, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Sri Lanka, Thaïlande, Turquie.

36. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Croatie, Hongrie, Inde, Mexique, Pérou, Pologne, République tchèque, Russie.

achats de MBS et de bons du Trésor américains de la Fed sur les mouvements de capitaux en Corée du Sud sur des données hebdomadaires de janvier 2008 à juin 2013. Si l'impact sur les actions n'est pas significatif, ils montrent que les achats de bons du Trésor ont eu pour effet de diminuer significativement les flux de capitaux en obligations vers la Corée du Sud. Fratzscher et *al.* (2018) élargissent le champ en considérant 30 pays émergents<sup>37</sup> entre 2008 et 2012 sur des données journalières dans un panel à effets fixes. Ces auteurs utilisent aussi les achats de *Treasuries* comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. En scindant en 3 leur variable d'achat de bons du Trésor pour suivre les trois volets du QE américain, les auteurs montrent une relation positive et significative entre la politique monétaire non conventionnelle américaine et les mouvements de capitaux entrants placés en actions dans les pays émergents. Ils ajoutent néanmoins que même si l'impact est significatif, il est de faible ampleur. Lo Duca et *al.* (2016) développent un modèle Tobit sur un panel permettant d'estimer l'impact de la politique de QE sur l'émission obligataire du secteur non financier dans 18 pays émergents<sup>38</sup>, de 2000 à 2013. L'émission obligataire ne pouvant prendre une valeur négative, l'utilisation d'un modèle Tobit est recommandée par les auteurs. Ils utilisent les achats de la Fed en bons du Trésor et en MBS comme variables synthèses de la politique monétaire non conventionnelle. Ils établissent que la politique monétaire de la Fed a eu des effets peu significatifs, mais positifs sur l'émission obligataire du secteur non financier des pays émergents. Leur étude permet de différencier les effets de stock (la détention d'actif par la Fed) des effets de flux (les achats d'actifs par la Fed). Concernant les bons du Trésor, les achats ont un coefficient plus important que la détention, même si ceux-ci sont peu significatifs. MacDonald (2017) utilise un indicateur plus global. Elle s'intéresse aux effets de report de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les prix d'actifs et les rendements des obligations souveraines de 21 pays émergents<sup>39</sup> entre 2008 et 2014. Son étude retient comme indicateur de la politique de QE la somme des titres à l'actif de la Fed (bons du Trésor de plus de 5 ans, MBS, titres d'agence ...). L'auteure estime par pays l'impact du QE, ce qui lui permet de relever des disparités en termes d'impact. Nous pouvons alors observer dans ses résultats que le QE aurait eu plus d'impact sur les prix d'actions que sur les rendements souverains émergents. Cependant, certains pays comme l'Indonésie, le Chili ou l'Afrique du Sud connaissent une diminution significative de leur rendement long terme souverain. Cette diminution a d'ailleurs, pour ces pays, une ampleur supérieure aux effets sur leur prix d'actions. L'analyse désagrège ces résultats en fonction des instruments utilisés lors des différents volets de QE. Elle met à jour le fait que les prix d'actifs des pays émergents ne sont significativement touchés que par les achats de bons du Trésor alors que les rendements souverains ne sont significativement touchés que par les achats

---

37. Afrique du Sud, Arabie Saoudite, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, China, Colombie, Corée du Sud, Égypte, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Kazakhstan, Koweït, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Singapour, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Vénézuéla.

38. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pologne, Russie, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie.

39. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Mexique, Malaisie, Nigeria, Philippines, Pologne, République tchèque, Russie, Singapour, Thaïlande, Turquie.

de MBS.

#### **b. Les répercussions sur le taux de change**

MacDonald (2017) montre que le montant des titres à l'actif de la banque centrale américaine a un impact significatif sur le taux de change d'un certain nombre de pays émergents. Celui-ci s'apprécie toujours, dans la mesure où la relation est significative, vis-à-vis du dollar, en fonction des achats de la Fed sur la période 2008-2014. Les pays souffrant le plus de cette appréciation sont la Pologne, le Mexique, la Corée du Sud et la Colombie. L'auteure établit aussi que les achats de bons du Trésor par la Fed sont un des facteurs explicatifs de cette dépréciation du dollar par rapport aux monnaies émergentes. Apostolou et Beirne (2017) ajoutent, par le biais de leur GARCH, que la volatilité des taux de change des pays émergents est significativement touchée par la variation du bilan de la Fed. Certains pays sont peu sensibles à cause de la rigidité de leur taux de change comme la Chine ou le Pérou. Le Mexique, le Chili, et l'Afrique du Sud sont les pays qui souffrent le plus d'effets de report sur la volatilité de leur taux de change. Ces pays subissent une augmentation de la volatilité de leur monnaie due aux achats de la Réserve fédérale. Ikeda et *al.* (2015) se concentrent sur le cas de l'Inde. Leur modèle à correction d'erreur permet de montrer que, sur le court terme, entre janvier 2004 et juillet 2014, les variations dans l'actif du bilan de la banque centrale américaine ont des effets significatifs sur les variations du taux de change. Une augmentation des achats, due au QE, aura pour effet de faire s'apprécier la monnaie indienne relativement au dollar.

#### **4. Les variables binaires pour prendre en compte la politique non conventionnelle**

Nous avons pu voir que la politique de QE de la Réserve fédérale peut être synthétisée par un certain nombre d'instruments ou de variables directement touchés par les actions de la Fed. Néanmoins, une autre méthode pour prendre en compte de façon générale la politique monétaire non conventionnelle de la Fed réside dans les variables binaires. Appréhendée comme unique indicateur du QE ou en complément d'autres variables déjà exposées préalablement, cette méthode est largement utilisée dans la littérature. Nous allons dans un premier temps étudier le résultat des études prenant en compte un tel indicateur sur les mouvements de capitaux et les titres financiers, puis nous verrons celles qui traitent des implications sur le taux de change.

#### **a. Les effets sur les mouvements de capitaux et les prix d'actifs**

Aizenman et *al.* (2014) envisagent un panel à effets fixes pour étudier les effets des annonces de la politique de QE par les États-Unis sur le prix des actions et les écarts de prix de CDS. Travaillant sur des données journalières entre le 27 novembre 2012 et le 3 octobre 2013, ils séparent les 26 pays émergents de leur échantillon entre ceux aux fondamentaux robustes (10)<sup>40</sup> et ceux aux fondamentaux fragiles (16)<sup>41</sup>. Leur méthode d'identification

40. Bulgarie, Chine, Corée du Sud, Hongrie, Israël, Malaisie, Pérou, Philippines, Russie, Thaïlande.

41. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Inde, Indonésie, Lettonie, Lituanie, Mexique, Pakistan, Pologne,

de la politique monétaire par variable indicatrice leur permet de différencier les annonces entre celles de Bernanke, celles du FOMC et celles des autres gouverneurs de la Réserve fédérale. Ils montrent que celles relevant du QE par Bernanke ont un effet positif et significatif et entraîneraient une augmentation des prix d'actifs émergents chez ceux jugés fragiles. Ils estiment un impact différent concernant les annonces des autres gouverneurs relatives QE sur les écarts de CDS. Ceux-ci augmentent de quasi 1 point pour les pays dits robustes lors de ces événements. Cependant, les auteurs nuancent ce résultat pouvant paraître contre-intuitif par le fait que ces annonces sont beaucoup plus fréquentes et donc moins bien suivies par les marchés.

Burns et *al.* (2014), Lim et *al.* (2014), Park et *al.* (2016) complètent leur équation traitant des effets du QE de la Fed sur les flux de capitaux bruts entrants dans les pays émergents. Ils ajoutent à leurs indicateurs de liquidité, de confiance et de réallocation de portefeuille, une variable binaire permettant de prendre en compte les effets non observables du QE au sein de leur panel à effets fixes. Cette variable prend dans leur étude la valeur 1 sur les trimestres correspondants à la mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle. De plus, ils scindent les différents volets permettant de capter des effets hétérogènes au fil du temps, des montants et des opérations mises en place par la Fed. Ils concluent que cette variable est significative sur tout l'échantillon, exception faite de celle synthétisant le troisième volet qui n'est jamais significative. En termes d'ampleur, le QE1 semble avoir eu plus d'impact que la seconde phase. Les auteurs montrent que leur variable muette, captant les effets du QE ne pouvant être appréhendés au travers des canaux, a un coefficient 30% supérieur à celle de la variable de QE2 sur les flux bruts de capitaux entrants. En désagrégeant, seuls les flux bancaires sont significativement et positivement touchés par cette variable lors du QE2. Fratzscher et *al.* (2018) utilisent aussi cette méthode pour capter les effets d'annonce des différents volets de QE (1, 2, 3) dans un panel à effets fixes. Pour ce faire, la variable binaire prend la valeur 1 sur la période où la banque centrale communique sur des mesures expansionnistes et zéro dans le cas contraire. Leur étude sur des données journalières entre le premier janvier 2008 et le 31 décembre 2012 permet de montrer que les 30 pays émergents<sup>42</sup> connaissent des effets de report positifs et significatifs sur les flux de capitaux en actions suivant les annonces de politique monétaire des trois volets de QE. Concernant les flux de capitaux en obligations, l'impact des annonces de QE apparaît être négatif pour le premier volet. Toutefois, et contrairement à l'étude de Burns et *al.* (2014), la deuxième phase du programme a des effets significatifs et positifs sur ces mouvements de capitaux vers les émergents. Le troisième volet de QE n'est, comme dans les études précédentes, pas significatif.

## **b. Les conséquences sur le taux de change**

Peu d'études ont utilisé cette méthode pour analyser les impacts sur le taux de change.

---

République tchèque, Roumanie, Turquie, Ukraine.

42. Afrique du Sud, Arabie Saoudite, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, China, Colombie, Corée du Sud, Égypte, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Kazakhstan, Koweït, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Singapour, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Vénézuéla.



Cependant, dans un panel à effets fixes, Aizneman et *al.* (2014) envisagent aussi d'étudier les effets d'annonce et leurs implications sur les variations du taux de change du dollar vis-à-vis des monnaies émergentes. Ils mettent à jour le fait que les annonces, quelles qu'elles soient (Bernanke, autres gouverneurs ou FOMC) entraînent une appréciation significative des monnaies émergentes vis-à-vis du dollar. Les communications du FOMC apparaissent avoir plus d'impact sur l'échantillon des 26 émergents<sup>43</sup> qu'ils considèrent. En différenciant entre les pays émergents aux meilleurs fondamentaux économiques (« robustes ») de ceux en ayant des mauvais (« fragiles »), ils montrent que les annonces du FOMC concernant le QE ont légèrement plus d'impact sur les taux de change des pays robustes. Cependant, les communications de Bernanke ont un effet faiblement significatif sur ces derniers. Les pays dits « fragiles » connaissent une appréciation significative de leur monnaie à la suite des annonces de Bernanke. Chen et *al.* (2014) ajoutent que le canal du signal a le plus d'influence dans les mouvements de taux de change entre les États-Unis et les pays émergents.

Nous avons pu voir au sein de cette partie traitant des effets de report de la politique ultra accommodante de QE de la Fed que les pays émergents sont touchés. Nous avons analysé 6 études d'évènements, 12 articles traitant le sujet dans l'optique des VAR ainsi que 29 études considérant les panels et les séries temporelles. Cela nous a permis de montrer que cette politique monétaire ultra accommodante a eu des effets de report sur les pays émergents. De plus, les résultats que la littérature a fait émerger sont robustes à la spécification de la politique monétaire. Les économistes ont utilisé différentes variables pour approcher le QE de la Fed. Celui-ci peut être appréhendé, dans un premier temps, comme une mesure de liquidité comme l'ont fait 12 études, grâce au taux fantôme synthétisant les mesures non conventionnelles ou la masse et base monétaire. Elle peut aussi être envisagée comme une mesure sur la courbe des taux, en diminuant le taux long et donc en diminuant la courbe des taux, à l'image des 18 articles que nous avons analysés. Une autre approche, retenue par 10 études, est envisagée au travers d'une politique bilancielle de la Fed, en augmentant la taille et la structure du bilan. Enfin, outre les études d'évènements, 7 articles traitent du QE par le biais des annonces de politique monétaire.

Un certain nombre de conclusions ressortent de cette littérature. Les économistes ont montré que le QE américain a eu des effets de report significatifs sur les flux de capitaux. De plus, on a vu que selon la typologie des flux de capitaux étudiée, l'impact pouvait être différent. Les flux de portefeuille et les flux bancaires sont significativement et positivement touchés par le QE de la Fed. Pour les flux de plus long terme comme les IDE, les résultats ne sont pas significatifs. Toutefois, tous les travaux ne convergent pas vers un consensus entre les conséquences sur les obligations et celles sur les actions.

---

43. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Thaïlande, Turquie, Ukraine.

Les études ont permis de différencier les impacts en fonction des pays considérés. On a pu voir que certains pays ont plus souffert que d'autres des effets de report de la politique monétaire de la Fed, même si en moyenne, tous les pays émergents ont connu un impact sur leurs variables financières. Le Brésil, le Mexique ou l'Inde sont des pays que les articles ont révélés être les plus sensibles au QE américain. Mécaniquement, la sensibilité des flux de capitaux des pays émergents a entraîné une certaine dépendance des taux de change à la politique monétaire non conventionnelle. Les études concluant sur la significativité du lien entre la politique monétaire non conventionnelle et le taux de change des pays émergents montrent une relation positive. Les mesures de QE de la Fed entraînent une appréciation des monnaies émergentes vis-à-vis du dollar américain. Cependant, toutes les études ne concluent pas à une relation significative.

Enfin, les trois phases expansionnistes de la politique monétaire non conventionnelle n'ont pas eu la même importance dans les effets de report. Les travaux s'intéressant aux différents programmes ont montré que le premier a eu des effets plus importants que les deux suivants.

## **II. Le « *Tapering* », la fin des achats de la Fed et la normalisation de la politique monétaire US : impacts sur les pays émergents**

Si la politique monétaire non conventionnelle de la Fed a montré des effets de report importants sur les pays émergents entre 2008 et 2013, il est légitime de se demander si les effets ont été symétriques entre la mise en place d'une telle politique et son retrait progressif. La symétrie des effets se traduirait alors par des sorties de capitaux et une dépréciation des monnaies émergentes de la même ampleur que lors de la phase expansionniste. La littérature s'est intéressée à cette question à la suite de l'annonce de Bernanke en mai 2013. Celui-ci prévient lors d'une communication officielle que le rythme des achats mensuels de la Réserve fédérale va diminuer dans les prochains mois. Sans annoncer une réelle date de fin des achats, une vente et encore moins une remontée des taux, les marchés ont fortement réagi engendrant des conséquences parfois désastreuses pour certains pays émergents. Les auteurs se sont alors penchés sur le sujet pour analyser les conséquences de telles annonces, du ralentissement des achats, de son arrêt et de l'augmentation des taux d'intérêt en 2015. Comme pour la partie précédente, nous allons passer en revue les différentes méthodes économétriques et les différentes variables synthétisant la politique monétaire et qui permettent d'étudier les effets de report sur les mouvements de capitaux, les marchés financiers, les taux d'intérêt et les taux de change des pays émergents.

### **A. L'analyse par la méthode d'étude évènementielle**

#### **1. Les effets sur les mouvements de capitaux et les titres financiers**

Mishra et *al.* (2014) utilisent l'étude d'évènement pour analyser les impacts du *Tapering*

sur les pays émergents. Plus précisément, ces auteurs s'intéressent à 21 pays émergents<sup>44</sup> et cherchent à déterminer les effets de report sur les prix d'actions et la rentabilité des obligations souveraines du pays entre le 1er janvier 2013 et le 22 janvier 2014 sur des données journalières. Leur méthode se construit en deux étapes. Dans un premier temps, ils estiment l'ampleur et le signe de la relation à la suite de la communication de la Fed. Ensuite, ils construisent une variable binaire prenant en compte les annonces perçues comme négatives pour les pays émergents. Ils incluent cette variable dans une régression en panel permettant de s'intéresser aux caractéristiques des pays qu'ils considèrent. À l'issue de leur étude sur une fenêtre de deux jours avant et après l'évènement, nous pouvons voir que les annonces négatives de la Fed, c'est-à-dire à vocation restrictive, ont un effet positif et significatif sur le taux de rendement des pays émergents. De la même manière, ces mêmes annonces ont un impact significatif et négatif sur les prix d'actifs des émergents. Une diminution des prix d'actifs traduit une baisse des participations sur les marchés et peut laisser présager un retrait de capitaux des pays émergents.

Chen et *al.* (2014) prennent aussi une fenêtre temporelle de deux jours après les annonces de la Fed pour capter les effets de l'évènement sur 21 marchés émergents<sup>45</sup> entre 2000 et 2014. Ils enrichissent la méthode de l'étude d'évènement en désagrégeant l'annonce en deux facteurs distincts : le facteur de marché et le facteur de signal. Cela leur permet de prendre en compte les canaux de transmission de la politique monétaire non conventionnelle et de les classer en fonction de leurs impacts sur les marchés financiers émergents. Les annonces concernant le *Tapering* ont un impact significatif et négatif sur les prix d'actifs et de surcroît sur les mouvements de capitaux en actions. De plus, ces annonces ont pour effet d'augmenter le taux de rendement des obligations souveraines des pays émergents. Le canal du signal est celui qui domine dans les effets sur ces variables. Thorbecke (2016) se focalise sur les effets du QE américain sur les rendements boursiers dans l'ASEAN-4 (Malaisie, Indonésie, Thaïlande et Philippines). Son étude d'évènement sur des données journalières entre le 2 janvier et le 31 décembre 2013 montre que l'Indonésie est le pays le plus touché par les annonces de la Fed sur l'année, suivi des Philippines et de la Thaïlande. Ainsi, les annonces de *Tapering* entraînent une diminution des rendements boursiers. L'article désagrège les marchés boursiers en différents secteurs et permet de voir que ceux touchés par les annonces ne réagissent pas tous de façon similaire au sein d'un pays ou entre les pays. Certains secteurs, comme le secteur de l'assurance en Malaisie, réagissent même en sens opposé.

## 2. Les impacts sur le taux de change

Chen et *al.* (2014) étudient aussi l'impact des annonces de *Tapering* sur le taux de change de 21 pays émergents. L'étude événementielle qu'ils mènent permet de montrer que les annonces non anticipées relatives au *Tapering* de la Fed ont engendré une dépréciation

44. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, Roumanie, Russie, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie.

45. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, Roumanie, Russie, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie.

significative des monnaies émergentes. Mishra et *al.* (2014) arrivent aux mêmes conclusions avec leur étude événementielle, malgré un processus d'identification des chocs de *Tapering* et un échantillon temporel différent (l'année 2013 contre la période 2000-2014).

## B. Le VAR pour étudier les effets de report

### 1. La liquidité comme indicateur de politique non conventionnelle

#### a. Sur les mouvements de capitaux

Ramos-Francia et Garcia-Verdu (2015) développent un VAR permettant d'estimer l'impact de la politique monétaire américaine sur un échantillon de 14 pays émergents<sup>46</sup> sur des données mensuelles entre janvier 2008 et juillet 2014. Leur mesure de la politique de QE s'appuie sur le taux fantôme de Wu et Xia. Un choc positif sur celui-ci entraînerait, d'après leur analyse, une réduction des flux de capitaux obligataires ainsi qu'une diminution de l'indice synthétique des marchés financiers émergents. En ne retenant que la période de janvier 2013 à juillet 2014, ils ajoutent que les flux de capitaux obligataires diminuent plus de 3 fois plus que sur l'échantillon dans sa globalité. Cette période représentant l'annonce de la fin programmée du QE de la Fed, cela montre que les pays émergents ont été plus vulnérables aux décisions restrictives sur cet épisode. Tillman et *al.* (2019) utilisent eux aussi une telle méthodologie au sein d'un VARX sur 10 pays émergents<sup>47</sup>. Leur échantillon de données hebdomadaires, entre janvier 2004 et décembre 2014, prend en compte un horizon temporel leur permettant d'étudier l'impact avant et pendant la mise en place du QE de la Fed. L'adoption d'un choc positif non anticipé sur le taux fantôme, autrement dit, un durcissement de la politique monétaire américaine a, d'après les auteurs, un impact différent suivant les années. Avant la crise, une politique monétaire américaine plus restrictive entraîne une augmentation des prix d'actifs émergents alors que depuis 2008, l'effet est inverse. Checo et *al.* (2015) utilisent un modèle FAVAR, sur des données mensuelles entre 2003 et 2012, dans lequel le taux fantôme est aussi leur indicateur de politique monétaire non conventionnelle. Leur étude se concentre sur les effets de la normalisation de la politique monétaire américaine sur les pays d'Amérique Centrale et la République dominicaine. Un choc positif sur le taux Wu et Xia entraînerait une augmentation significative des taux d'intérêt et de la prime de risque dans les pays émergents. Chen et Tsang (2016) utilisent une méthodologie similaire, mais en se focalisant sur les effets de report sur Hong Kong. Sur des données trimestrielles allant du dernier trimestre 1998 au premier trimestre 2015, l'étude simulant un choc positif sur le taux fantôme montre que le marché boursier du pays connaît une chute de son indice sur le court terme. Les auteurs établissent aussi l'existence d'une diminution des flux de capitaux vers Hong Kong.

Punzi et Chantapacdepong (2017) utilisent une méthode comparable, mais en retenant les valeurs du taux fantôme de Krippner entre 2000 et 2015. Elles simulent par

---

46. Afrique du Sud, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, Russie, Turquie.

47. Brésil, Chili, Corée du Sud, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Pologne, République tchèque.

le biais d'un PVAR sur un échantillon de 13 pays asiatiques et du Pacifique<sup>48</sup>, un choc positif sur le taux de Krippner et montrent que celui-ci entraîne une diminution des prix d'actifs des pays concernés ainsi qu'une augmentation des rendements long terme. Cela peut alors traduire un retrait de capitaux de ces places financières.

Enfin, Lim et *al.* (2014) envisagent un VAR dans lequel ils impulsent un choc sur les taux courts des 4 plus grandes banques centrales (Japon, États-Unis, Royaume-Uni, Europe) sur des données trimestrielles entre 2000 et 2013. Une augmentation des taux d'intérêt de court terme peut représenter la normalisation de la politique monétaire, comme l'a entamé la banque centrale américaine en 2015, sans pour autant diminuer son bilan. Leur étude conclut qu'une augmentation du taux de court terme entraîne, sur les premiers trimestres, une diminution significative de flux de capitaux bruts chez les 60 pays émergents et en développement, puis une augmentation significative de ces flux dans les mêmes proportions sur les trimestres suivants. De ce fait, l'effet est corrigé dès la période suivante.

#### **b. Incidence sur le taux de change**

Dans un FAVAR sur les pays d'Amérique Centrale et la République dominicaine, Checo et *al.* (2015) montrent qu'une augmentation du taux fantôme de Wu et Xia, traduisant la normalisation de la politique monétaire de la Fed, n'a pas eu d'effet significatif sur les taux de change de la région étudiée. Sur un autre échantillon de pays, Punzi et Chantapacdepong (2017) utilisent aussi un choc positif sur le taux fantôme pour synthétiser la normalisation de la politique monétaire de la Fed. Les auteures étudient l'impact sur le taux de change et montre qu'une augmentation de leur mesure synthétique de la politique monétaire américaine entraîne une dépréciation de la monnaie des 13 émergents asiatiques et pacifiques vis-à-vis du dollar américain. Ogawa et Wang (2016) établissent des résultats différents. Ils étudient les effets de la normalisation de la politique monétaire américaine sur les monnaies de l'Asie de l'Est<sup>49</sup> grâce à des données journalières entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2013. En créant un choc positif sur le différentiel entre le taux d'intérêt de court terme américain et son homologue local dans un VAR, les auteurs montrent qu'il n'y a pas de réelles relations entre leur indicateur de politique monétaire et les taux de change émergents qu'ils considèrent.

En se concentrant sur les 10 pays émergents les plus importants, Tillman et *al.* (2019), dans un VARX, s'intéressent aux effets de report sur le taux de change des chocs restrictifs de politique monétaire non anticipés. Pour ce faire, leur modèle est estimé en deux étapes. La première permet, grâce à un VAR sur des données mensuelles des États-Unis, d'extraire la composante non anticipée d'un choc sur le taux fantôme de Wu et Xia (2014). La deuxième étape consiste à ajouter cette composante dans un VARX sur les pays émergents en tant que variable exogène. Leur étude montre qu'une augmentation de 0.25 point

---

48. Australie, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Inde, Indonésie, Japon, Malaisie, Nouvelle Zélande, Philippines, Singapour, Thaïlande.

49. Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Thaïlande, Singapour, Indonésie, Malaisie, Philippines, Vietnam, Japon.

de pourcentage sur cette composante non anticipée du taux fantôme a pour effet une dépréciation significative du taux de change de certains pays émergents. La Pologne, la Hongrie, la République tchèque et le Brésil sont les pays qui connaissent la plus forte dépréciation de leur monnaie vis-à-vis du dollar américain. La monnaie de la Pologne se déprécie de 1,5% par rapport au dollar, celles du Brésil ou du Mexique se déprécient dans une fourchette comprise entre 0,5 et 1% dès la première période avant de revenir sur le moyen terme à leur valeur d'avant choc. Ils concluent alors que tous les pays émergents étudiés ne répondent pas de la même façon à une augmentation du taux de court terme aux États-Unis.

## 2. La courbe des taux américains, synthèse des mesures non conventionnelles

### a. Les conséquences sur les flux de capitaux et les titres financiers

En 2016, Caceres et *al.* utilisent le taux de rendement sur les titres souverains américains à échéance 10 ans pour instaurer leur choc au sein d'un VAR de janvier 2000 à octobre 2015. Sur un échantillon de 38 pays (développés ou émergents)<sup>50</sup>, les auteurs montrent qu'une augmentation des taux aux États-Unis va avoir des effets sur les taux des autres pays considérés. Plus particulièrement, ils analysent le fait qu'une normalisation de la politique monétaire passant par une augmentation de 100 points de base du taux *Fed funds* n'aura que peu d'effets sur les taux des pays considérés. À l'inverse, cette même augmentation sur les taux de rendement 10 ans aura un impact plus significatif et plus important sur les rendements analogues des pays de leur échantillon. Les auteurs estiment que, dans un tel cas, les trois quarts des pays présents dans leur étude connaîtraient une augmentation significative de leur taux de rendement long terme sur les titres souverains de 50 à 80 points de base. Ils vont jusqu'à décomposer le taux long terme américain en deux composantes et imposer un choc sur ces deux variables. Une première composante réside dans la prime à terme, et la seconde est le taux court anticipé. Ils peuvent alors capter respectivement le canal de réallocation de portefeuille et celui du signal. Ils concluent que la réponse de certains taux d'intérêt long terme émergents transite davantage par le canal de la réallocation de portefeuille comme pour le Brésil, la Turquie, le Pakistan ou encore la Colombie, alors que d'autres sont plus sensibles aux changements dans le taux d'intérêt court terme anticipé comme la Thaïlande, Taïwan ou le Mexique. Toutefois, en moyenne, les pays émergents réagissent plus aux changements dans la prime à terme du taux 10 ans américain.

Matheson (2015) montre que les effets sont démultipliés. Il concentre son étude sur le Brésil sur des données mensuelles de fin 2006 à 2014. Il étudie l'impact d'une augmentation du taux 10 ans des bons du Trésor américain due à la politique monétaire plus restrictive aux États-Unis, sur le taux 10 ans brésilien. D'après son étude, une augmentation de 100 points de base du rendement américains 10 ans entraînerait une augmentation de

---

50. Afrique du Sud, Arabie Saoudite, Argentine, Arménie, Bolivie Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Costa Rica, Croatie, Égypte, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Lettonie, Malaisie, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie, Uruguay.

son homologue brésilien de l'ordre de 200 points de base sur les 6 mois suivant le choc. Goes et *al.* (2017) confirment, par leur analyse des fonctions d'impulsion d'un VECM sur des données mensuelles d'août 2010 à octobre 2013, que le rendement des obligations souveraines brésiliennes est significativement et positivement touché par une augmentation des rendements des bons du Trésor américain de long terme. L'estimation de la réponse cumulée du taux de rendement brésilien est aussi de l'ordre de 200 points. Ils ajoutent qu'en comparant avec le Mexique, le taux de rendement des obligations souveraines de ce dernier est légèrement moins sensible que celui du Brésil.

Miyajima et *al.* (2014) complètent ces travaux en étudiant les émergents d'Asie. Ils étudient les liens existants entre les rendements long terme américains et les rendements de cinq émergents asiatiques (Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Singapour et l'Inde). Ils montrent, à l'aide d'un PVAR sur des données mensuelles de juin 2009 à décembre 2012, qu'une augmentation du rendement des titres américains 10 ans de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du taux d'intérêt court terme domestique émergent jusqu'à 0,3 point de pourcentage. Le résultat est similaire concernant le taux de long terme émergent. Cependant, après une hausse allant jusqu'à 0,4 point de pourcentage au deuxième mois, le rendement de long terme semble diminuer. Les effets ne seraient que transitoires.

Lim et *al.* (2014) recourent à un VAR permettant de simuler l'impact du *Tapering* sur 60 pays émergents et en développement sur des données trimestrielles entre 2000 et 2013 en utilisant la courbe des taux d'intérêt des pays du G4 comme indicateur de politique monétaire non conventionnelle menée par les principales banques centrales. Un choc reflétant le *Tapering* se traduit par une augmentation de l'écart entre le taux court et le taux long. Ainsi, ce choc entraîne une diminution significative des flux bruts de capitaux vers les pays considérés. Cette diminution apparaît d'ailleurs durer à moyen terme. Au sein d'un FAVAR, Dahlhaus et Vasishtha (2014) confirment les résultats précédents. En effet, ils analysent les effets de la normalisation de la politique monétaire de la Fed sur 23 pays émergents<sup>51</sup> sur des données mensuelles entre janvier 2004 et janvier 2014. Leurs indicateurs de politique monétaire, représentés par l'écart entre le rendement long terme et le taux court (*Fed funds*) et les anticipations du taux futur des *Fed funds*, leur permettent d'étudier l'effet d'un choc de normalisation. Les auteurs concluent qu'un tel choc, calibré sur celui qui a eu lieu au troisième trimestre 2013, entraîne des effets significatifs et négatifs sur les mouvements nets de capitaux vers les pays émergents. De plus, l'article permet de montrer que certains pays comme le Brésil, la Malaisie ou l'Afrique du Sud sont des pays où les effets cumulés sont les plus importants.

#### **b. L'incidence sur le taux de change**

L'étude de Miyajima et *al.* (2014) prend aussi en compte les impacts sur le taux de change. Une augmentation du rendement 10 ans américain entraînerait dans un premier temps une appréciation de la monnaie émergente sur les trois premiers mois, puis une

---

51. Afrique du Sud, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Vénézuéla.

dépréciation. Les auteurs justifient cette appréciation par le fait que conjointement, au sein de leur PVAR, le taux de court terme augmente pouvant refléter la politique monétaire du pays émergent qui souhaite éviter la fuite des capitaux. Matheson (2015) n'observe pas cet effet dans le cas du Brésil. D'après son étude, à la suite d'un choc de politique monétaire se reflétant par une augmentation du taux de rendement long terme américain, la monnaie brésilienne devrait significativement se déprécier vis-à-vis du dollar américain.

## C. Les méthodes économétriques traditionnelles : l'analyse en panel et en séries temporelles

### 1. Les répercussions sur les mouvements de capitaux et les titres financiers

Aizenman et *al.* (2014) utilisent un panel à effets fixes pour mettre en relation les annonces de *Tapering* des différentes instances de la Fed avec les prix d'actifs dans les pays émergents entre novembre 2012 et octobre 2013. Les annonces de normalisation de la politique monétaire ont un effet significatif et négatif sur les prix des actions dans les 26 pays émergents retenus<sup>52</sup>. Les pays aux fondamentaux les plus robustes sont les plus sensibles à court terme. Escolano et *al.* (2014) mettent aussi à jour des différences entre les pays. Ils utilisent le rendement 10 ans sur les bons du Trésor américains comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Sur un échantillon de 29 pays émergents<sup>53</sup> entre 1990 et 2013, leur estimation en panel permet de montrer que les pays d'Europe de l'Est sont les plus sensibles au taux de rendement des bons américains. En effet, le différentiel de taux d'intérêt effectif du pays d'Europe de l'Est se réduit drastiquement quand le taux de rendement long terme américain augmente. Cependant, les auteurs relativisent les effets régionaux du fait de la faiblesse du nombre d'observations. De façon agrégée, une augmentation du 10 ans américain entraîne une diminution significative du différentiel de taux d'intérêt des pays émergents.

### 2. Les implications sur le taux de change

L'étude de Aizenman et *al.* (2014) démontrent aussi une relation significative entre ces annonces et le taux de change des pays émergents. Les annonces de Bernanke, relatives au durcissement de la politique monétaire, sur la période novembre 2012 à octobre 2013, ont eu un impact significatif et négatif sur la valeur des monnaies émergentes, traduisant une dépréciation de celles-ci vis-à-vis du dollar. En désagrégant le groupe émergent entre les pays aux meilleurs fondamentaux économiques et ceux les plus fragiles, l'étude conclut que les plus robustes connaissent une plus large dépréciation de leur monnaie vis-à-vis du dollar, par rapport à ceux dits « fragiles ». Ikeda et *al.* (2015) se concentrent sur le cas de la Roupie indienne entre janvier 2004 et juillet 2014 sur des données mensuelles.

---

52. Bulgarie, Chine, Corée du Sud, Hongrie, Israël, Malaisie, Pérou, Philippines, Russie, Thaïlande, Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Inde, Indonésie, Lettonie, Lituanie, Mexique, Pakistan, Pologne, République tchèque, Roumanie, Turquie, Ukraine.

53. Arabie Saoudite, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Égypte, Hongrie, Inde, Indonésie, Jordanie, Kazakhstan, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Maroc, Mexique, Pakistan, Pérou, Philippines, Pologne, Roumanie, Russie, Thaïlande, Turquie, Ukraine.



Ils estiment, par le biais d'un modèle à correction d'erreur, que la variable croisant les annonces de *Tapering* (binaire) au taux de rendement 10 ans américain sur les bons du Trésor, explique une dépréciation de la monnaie indienne vis-à-vis du dollar US.

Cette seconde section traitant des effets de report de la normalisation (annoncée ou entamée) de la politique monétaire de la Fed, nous a permis d'observer que la littérature a établi l'existence d'impacts sur les pays émergents. Les 3 études évènementielles que nous avons analysées ont montré que le *Tapering* a eu un impact négatif sur les prix d'actifs, sur le rendement des obligations souveraines et ont entraîné une dépréciation des monnaies émergentes. Ces résultats ont été confirmés par 12 articles adoptant la méthodologie du VAR ainsi que par 3 autres travaux sur des données de panel ou temporelles que nous avons étudiés. Ces conclusions se sont montrées robustes aux différentes variables utilisées pour modéliser la fin du QE. Que ce soit l'augmentation des taux courts de la Fed, du taux fantôme, du taux de rendement de long terme des titres américains, ou des annonces de la Fed, toutes les études ont montré que cela entraînait des effets de report sur les mouvements de capitaux et les taux de change. Seulement 2 des articles que nous avons analysés ne montrent pas d'effet significatif de la normalisation progressive de la politique monétaire non conventionnelle sur le taux de change des pays émergents.

Il serait alors intéressant de tester, avec des données plus récentes, les conclusions de la littérature pour pouvoir l'enrichir et donner de la robustesse aux conclusions de ces auteurs. L'analyse de la littérature nous a permis de découvrir des relations hétérogènes suivant les pays. Certains pays comme le Brésil, le Mexique ou encore l'Afrique du Sud ont plus largement été affectés par la normalisation de la politique monétaire non conventionnelle. Cela a fait apparaître la terminologie de pays « fragiles » qui ont connu une crise économique et financière importante en 2013, même si, selon l'approche considérée, ces pays peuvent être plus ou moins sensibles à la politique monétaire américaine. C'est ce que nous nous proposons d'analyser dans la seconde partie de notre thèse.

### **Conclusion Chapitre 3**

Dans ce troisième chapitre traitant des effets empiriques de la politique monétaire non conventionnelle américaine, notre analyse de la littérature a permis de mettre à jour les impacts internationaux du QE de la Fed. Cette revue de la littérature empirique montre que les pays émergents ont subi des effets de report de cette politique monétaire visant principalement l'échelle nationale. Nous avons relevé deux phases différentes dans cette politique non conventionnelle dont le tournant se manifeste en 2013 lorsque Ben Bernanke, alors gouverneur de la Fed, annonce l'arrêt progressif de l'injection de liquidités dans l'économie américaine. Cette phase appelée « *Tapering* » entraîne des effets de report inverses de la période précédente.

Les études ont montré que le QE américain, entre 2008 et 2013, a entraîné une augmentation des flux de capitaux, bruts ou nets, vers les pays émergents. Ces entrées de capitaux se sont caractérisées par leur dimension de court terme. En effet, ils se sont manifestés par des flux de portefeuille et des crédits bancaires internationaux. La littérature a pu appréhender ces mouvements de capitaux par les conséquences directes qu'ils ont eu sur la sphère financière du pays touché. En effet, ces mouvements de capitaux ont mécaniquement entraîné une augmentation des prix d'actifs des pays émergents. De ce fait, en phase d'expansion, le QE de la Fed a entraîné une augmentation des prix des actions et obligations des pays émergents. Cette augmentation des prix d'actifs s'accompagne logiquement d'une diminution de leur rendement. De plus, ces mouvements de capitaux ont créé une appréciation significative des taux de change des monnaies émergentes vis-à-vis de la monnaie américaine. L'étude de la littérature portant sur la seconde phase de *Tapering* et de normalisation de la politique monétaire américaine a permis de montrer une certaine symétrie quant à la manière dont les flux de capitaux et les taux de change ont réagi. Néanmoins, cette partie de la littérature, moins développée que la première, présente quelques carences. Premièrement, la comparaison entre la phase expansionniste et le tournant plus restrictif n'a pas été clairement menée par les études. Deuxièmement, concernant les conséquences de la normalisation de la politique monétaire, celles-ci n'ont pas été envisagées par le biais de tous les indicateurs. L'augmentation du taux d'intérêt directeur de court terme peut relever d'un retour à la normale de la politique monétaire dans la mesure où la banque centrale retrouve l'usage de son instrument conventionnel. Toutefois, la taille du bilan de l'institution monétaire ne décroît pas depuis octobre 2014, date de l'arrêt des achats par la Fed et ce jusqu'à 2017. Cela signifie donc que l'économie mondiale détient des stocks de liquidité artificiellement gonflés par les interventions non conventionnelles de la banque centrale américaine depuis fin 2008. Enfin, l'annonce de la réduction du bilan de la Fed en septembre 2017 rend nécessaire l'exploration des conséquences qu'a eu la diminution progressive des actifs de long terme au bilan de l'autorité monétaire. C'est ce que nous nous proposons de faire dans la seconde partie de cette thèse.



# Conclusion Partie I

Dans cette première partie, nous avons analysé les apports de la littérature sur les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle. Le premier chapitre nous a permis de comprendre les canaux de transmission internationaux de cette politique monétaire ultra accommodante. Nous avons vu que sa mise en place peut entraîner des effets sur les pays émergents par le biais du canal du signal, de celui de la réallocation de portefeuille ou encore par le canal de la liquidité.

Dans le second chapitre, nous nous sommes intéressés aux apports théoriques qui ont permis de donner un cadre au fonctionnement de cette politique monétaire. L'étude de la littérature a aussi permis d'étudier les techniques de modélisation synthétisant la politique monétaire non conventionnelle. Celles-ci, passant par les DSGE, les modèles d'équilibre général d'inspiration keynésienne ainsi que les autres modèles de tradition plus classiques ou en équilibre partiel, permettent d'apporter des réponses quant aux implications des mesures prises par la Fed. De plus, la littérature a retenu différents instruments pour représenter la politique monétaire non conventionnelle. Le taux fantôme, l'injection de liquidité ou les achats de titres de long terme de la banque centrale incarnent ces variables. Cependant, aujourd'hui, la littérature théorique n'est pas suffisamment développée. En effet, les auteurs ne rendent pas réellement compte des impacts internationaux sur le taux de change et les flux de capitaux, de la politique de la Fed. Certains autres modèles, ne prenant pas en compte la politique monétaire non conventionnelle, pourraient pourtant s'avérer des cadres théoriques intéressants sur lesquels la littérature pourrait se pencher dans le but d'analyser les effets de report internationaux du QE.

Le troisième chapitre nous a donné un certain nombre de réponses sur la dimension empirique du phénomène. Tout d'abord, la revue de la littérature que nous avons menée a permis d'analyser les méthodes économétriques que les auteurs ont envisagées pour capter les effets de la politique monétaire de QE. Les études événementielles, les différents VARs, et les méthodes de panel ou de séries temporelles plus traditionnelles ont été des outils plébiscités par les auteurs. De plus, cette analyse a mis en lumière les différentes variables synthétisant cette politique monétaire non conventionnelle. En effet, les études ont capté les impacts du QE en l'approchant par des indicateurs de liquidité (taux ou quantité monétaire), de taux long, de bilan de la banque centrale (achat ou détention d'actifs spécifiques) ou encore de variables binaires prenant en compte les annonces ou les périodes de QE. Enfin, l'analyse des résultats de ces travaux facilite la compréhension

des phénomènes qui se sont produits. En effet, il est important d'insister sur la différenciation des impacts de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents. Cette distinction s'est produite sur plusieurs niveaux. Tout d'abord, les phases conduites par la Fed n'ont pas toutes eu le même effet. Les différents volets ne sont pas tout le temps significatifs pour expliquer les mouvements de capitaux et de taux de change des pays émergents. Les études ont montré que le QE1 a été la phase qui a la plus touchée les pays émergents à travers les mouvements de capitaux et l'appréciation des monnaies émergentes. De plus, la normalisation, annoncée ou mise en place, a eu un impact significatif, mais pas d'une ampleur totalement symétrique. En outre, tous les pays n'ont pas été touchés similairement. Cette période, marquée par la crise du Brésil, de l'Afrique du Sud ou de la Turquie, a montré que tous les pays émergents n'ont pas tous été sensibles au *Tapering*. La littérature révèle une certaine hétérogénéité entre les pays face aux effets de report. Ensuite, tous les mouvements de capitaux n'ont pas été égaux face aux mesures prises par la Fed. Les flux les plus volatils (portefeuille, crédits internationaux) sont ceux qui ont été les plus significativement touchés. Enfin, on peut constater que si les études sur la phase expansionniste du QE sont pléthoriques, celles concernant sa normalisation sont beaucoup moins développées.

Cette revue de la littérature nous a donc permis de montrer qu'il existait certaines lacunes dans l'étude des effets de report de la politique non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents. Nous tâcherons donc d'apporter, dans notre seconde partie, des réponses quant à la normalisation de taux et de bilan entamée par la Réserve fédérale. Une analyse en panel nous permettra de consolider certains résultats de la littérature concernant la phase expansionniste du QE. Notre travail permettra de plus de comparer les périodes entre 2008 et 2017. En outre, nous pourrions étudier les effets de la normalisation de bilan de la Fed sur la période récente.

## Deuxième partie

# L'hétérogénéité des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle sur les pays émergents : une analyse empirique



## Introduction Partie II

Dans notre première partie, nous avons montré que la littérature s'est largement penchée sur les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents. Nous avons relevé que la multiplicité des outils économétriques et des variables de synthèse de la politique non conventionnelle ne permet pas toujours de comparer les résultats entre les différents travaux. Néanmoins, nous avons mis en valeur des hétérogénéités. L'une d'entre elles réside dans l'horizon temporel. Selon Lim et *al.* (2014) et Prabu et *al.* (2016), le QE1 (novembre 2008 - juillet 2010) est le volet durant lequel les pays émergents ont le plus souffert d'effets de report. Fratzscher et *al.* (2018) et Macdonald (2017) ont montré quant à eux qu'il pouvait exister des divergences entre les effets de report suivant le type d'actifs que la banque centrale acquiert durant le QE, mais seulement durant la phase expansionniste. Les achats de bons du Trésor américains sont les titres qui ont le plus d'impact sur les marchés financiers émergents selon ces auteurs. De plus, la littérature s'est intéressée à la différence d'effets qui peut exister entre les conséquences sur les actions et les obligations des pays émergents. Lim et *al.* (2014), Kiendrebeogo (2016) montrent des effets plus importants sur les flux obligataires. Inversement, Eichengreen et Gupta (2015) et Hannan (2017) concluent à un impact essentiellement sur les flux d'actions, mais aucun sur les obligations. Enfin, d'autres travaux ont étudié les différences de réaction entre les pays émergents comme Chen et *al.* (2012), Ogawa et Wang (2016), Ramos-Francia et Garcia-Verdu (2015), mais avec un échantillon temporel ne prenant pas en compte la normalisation de la politique de la Fed.

Notre travail vise à compléter cette littérature sur plusieurs points. Les travaux portant sur la période de *Tapering* et de normalisation sont encore peu développés. De plus, les études s'intéressant à une comparaison entre les différentes périodes de cette politique monétaire et les différents pays émergents restent rares. À notre connaissance, aucun auteur ne s'intéresse à comparer précisément les effets de report entre les volets 1, 2, 3, le *Tapering* et la normalisation de la politique monétaire, qu'elle concerne le retour de l'instrument conventionnel ou la réduction du bilan. Or, l'actualité nous amène à nous interroger sur les effets de report possibles à la suite de la normalisation du bilan de l'autorité monétaire américaine. Il est légitime de se demander si la normalisation de la politique monétaire se traduit par des effets de report symétriques. Nous entendons par symétrique le fait que lors de la normalisation, les flux de capitaux vont sortir des pays émergents dans les mêmes proportions qu'ils y sont entrés lors de la période d'achats.



En outre, comme nous l'avons rappelé, même si le phénomène a été largement étudié par la littérature lors de sa mise en œuvre, les variables retenues pour synthétiser le QE sont nombreuses et ne permettent pas toujours de réellement prendre en compte la politique monétaire non conventionnelle de façon précise. Nous allons alors utiliser plusieurs indicateurs, qu'ils soient agrégés comme la « surprise monétaire », ou plus étroits comme les différentes modalités d'intervention de la banque centrale américaine pour vérifier, de manière précise, l'existence des effets de report.

Notre étude s'inscrit dans la lignée des travaux sur les effets de report des décisions de la Réserve fédérale américaine. Notre objectif sera ici de déterminer l'importance des conséquences financières de la politique monétaire de la Fed sur les pays émergents, quels que soient les canaux de transmission. Dans les deux premiers chapitres de cette partie, nous estimons les conséquences des achats de la Fed sur les pays émergents par le biais d'un panel à effets fixes pays, comme chez Aizenman *et al.* (2014), Sun (2015) ou encore Fratzscher *et al.* (2018). Pour capter les effets de la politique monétaire non conventionnelle, les économistes ont utilisé plusieurs indicateurs comme des variables de taux (le taux fantôme par exemple) ou des variables de bilan (montant de l'actif entre autres). Notre étude prendra en compte ces variables de synthèse de la politique monétaire non conventionnelle. Nous affinerons alors, au fur et à mesure des trois chapitres, notre analyse pour pouvoir prendre en compte l'existence d'hétérogénéités dans les réactions des pays émergents.

Dans le premier chapitre, nous étudions par le biais du taux fantôme les effets de report de la politique de QE sur les pays émergents. Cet indicateur, utilisé par Aizenman *et al.* (2016) ou encore Pagliari et Hannan (2017), permet de capter les évolutions de la politique monétaire même lorsque le taux directeur de la Fed avoisine le zéro. L'estimation propre à cet instrument lui permet de passer sous le seuil de zéro pour traduire une politique monétaire plus expansionniste encore et synthétiser les mesures non conventionnelles de bilan. L'intérêt de celui-ci est donc la continuité de la variable entre la période non conventionnelle et le retour d'un taux directeur au-dessus de zéro. De plus, nous utilisons un indicateur de politique monétaire non anticipée permettant d'affiner notre analyse. L'objectif sera de relever les hétérogénéités temporelles dans les conséquences internationales de la politique de QE de la Fed sur les pays émergents.

Dans le second chapitre, nous considérons un indicateur plus fin de la politique monétaire non conventionnelle de la Réserve fédérale. L'instauration de ces mesures ultras accommodantes est passée par des achats d'une typologie de titres ayant une échéance de long terme. Ainsi, la Fed achète des titres d'agence, des titres hypothécaires et des bons du Trésor américains entre 2008 et 2014. Lorsqu'elle cesse d'acquérir de nouveaux titres fin octobre 2014, la Réserve fédérale maintient le montant de ces titres de long terme à l'actif de son bilan. À ces détentions correspond un passif équivalent, selon toute loi comptable. Cela signifie que le montant de la base monétaire n'évolue pas. La liquidité est donc toujours présente sur les marchés mondiaux, et ce jusqu'à ce que le bilan de la

Fed diminue. En décembre 2015, lorsqu'elle décide de durcir sa politique monétaire pour répondre à la conjoncture macroéconomique nationale, elle augmente son taux directeur sans céder ses actifs de long terme acquis pendant le QE. Tout notre intérêt est alors de distinguer les effets de la politique conventionnelle de ceux de la politique non conventionnelle. Pour ce faire, nous retenons des indicateurs de bilan. Dans un premier temps, nous considérons l'actif de long terme que nous mesurons par la somme des titres d'agence, titres hypothécaires et bons du Trésor à l'actif de l'autorité monétaire. Nous considérons aussi le taux de court terme. Puis, nous désagrégeons en fonction des modalités d'intervention de la Fed, à savoir en fonction des titres d'agence, titres hypothécaires et bons du Trésor américains (Fratzscher et *al.* (2018), Macdonald (2017)). Cela nous permet d'observer si, sur la période récente, les évolutions, bien que faibles, du bilan de la Fed ont des conséquences sur les prix d'actifs et les mouvements de capitaux des pays émergents. Ainsi, nous pouvons envisager les conséquences de la normalisation du bilan de la Fed sur les pays retenus. L'objectif de ce chapitre sera de mettre à jour l'éventuelle existence des hétérogénéités dans les effets de report entre les différents instruments et les différentes modalités d'intervention utilisés par la Fed entre 2009 et 2017.

Enfin, le troisième chapitre de cette partie entamera une réflexion autour des hétérogénéités qui existent sur la façon dont les pays émergents ont été affectés. Pour ce faire, nous utiliserons toujours notre indicateur de politique monétaire non conventionnelle le plus fin, à savoir les différentes modalités d'intervention, et étudierons les effets d'un choc monétaire sur les variables financières de chaque pays émergent grâce à une modélisation VARX (Tillman et *al.* (2019)). La période sera scindée en deux, toujours dans l'optique de prendre en compte les possibles asymétries des réponses des variables financières de chaque pays émergent aux différents chocs sur les modalités d'intervention de la Fed. À notre connaissance, une telle étude n'a pas encore été menée, ce qui peut rendre difficile la comparaison des résultats. Notre objectif est d'établir quels pays sont les plus fragiles à la réduction du bilan de la Fed, et plus précisément, en fonction des modalités d'intervention.



# Chapitre 1 : Des effets de report différents suivant les périodes

## Introduction Chapitre 1

Dans ce premier chapitre, nous allons nous intéresser aux hétérogénéités temporelles des effets de report de la politique monétaire de la Fed entre 2009 et 2017. Pour ce faire, nous faisons le choix de traiter la politique monétaire à l'aide du taux fantôme. Cet indicateur, développé par Wu et Xia (2016), permet de faire une synthèse de la politique monétaire qu'elle soit conventionnelle ou non conventionnelle. Ce taux, estimé grâce à un modèle de structure par terme des taux d'intérêt, prend en compte les achats de la Fed entre 2008 et 2014. Cette variable entre en territoire négatif lorsque la Réserve fédérale instaure la politique de QE. À l'inverse, lorsqu'elle décide de remonter son taux directeur en décembre 2015, le taux fantôme égalise alors l'instrument conventionnel (taux *Fed funds* effectif) comme le présente la figure 3.

FIGURE 3 – Évolution du taux fantôme Wu et Xia (2016)



Données : Wu et Xia (2016)

Comme nous l'avons vu dans la première partie de notre travail, la littérature a utilisé un tel indicateur pour capter les effets de la politique monétaire non conventionnelle (voir Ramos-Francia et Garcia-Verdu (2015), Aizenman et *al.* (2016), Tillman et *al.* (2019)).

Nous nous proposons ici d'étudier les effets de la politique monétaire non conventionnelle et conventionnelle dans un cadre temporel plus étendu que les études préalablement citées. Dans un premier temps, nous étudions, grâce à un panel à effets fixes pays, les conséquences financières de la politique monétaire sur les pays émergents. Ensuite, nous utilisons une méthode en deux étapes permettant d'estimer les effets de la politique monétaire qui n'a pas été anticipée par les agents. Cela nous permet de tirer des conclusions quant à la communication de la Fed et aux effets de report que ses actions peuvent entraîner.

## I. L'impact des variations du taux fantôme sur les pays émergents

### A. Le modèle et les données

Notre étude considère les 14 pays émergents suivants : Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Mexique, Pérou, Russie, Singapour, Taïwan, Thaïlande, Turquie. Le choix de ces pays repose sur le fait que ce sont ceux qui ont le plus souffert des effets de report de la politique monétaire de la Fed, selon la littérature précédemment citée. Nous examinons les « *Fragile Five* » et les « *Troubled Ten* ». Ces deux terminologies ont été développées par Morgan Stanley. La première regroupe l'Afrique du Sud, le Brésil, l'Inde, l'Indonésie et la Turquie. Elle désigne les pays qui ont souffert d'effets de report de la crise économique mondiale en termes de flux de capitaux. La seconde terminologie a été utilisée pour qualifier les pays émergents connaissant des difficultés financières à la suite de la dévaluation du yuan. Ce sont donc les pays qui sont exposés au cycle financier mondial suivants : Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Pérou, Russie, Singapour, Thaïlande, Taïwan. Nous adoptons cette typologie conformément à la littérature qui considère ces mêmes pays. Nous utilisons des données mensuelles entre février 2009 et septembre 2017 issues de Datastream, du FMI, de la Fed et du site internet de Carmen Reinhart. La profondeur temporelle de l'échantillon nous pousse à mener une analyse de la stationnarité des séries. Les résultats des tests sont disponibles en annexe tableau C.1. De plus, un tableau descriptif des données y est aussi disponible<sup>54</sup>.

Notre modèle a pour objectif de tester les effets des variations du taux fantôme (*shad*), synthèse de la politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle, sur les mouvements de capitaux des pays émergents, et ce, quels que soient les canaux de transmission. Pour ce faire, nous considérons deux types de variables. La première est l'indice de pressions aux mouvements de capitaux nets. Nous utilisons l'indicateur de Goldberg et Krogstrup (2018) qui synthétise les pressions sur les flux de capitaux par pays émergents (*kfmp*). Ces auteurs construisent leur variable à l'aide d'un modèle de réallocation internationale de portefeuille. Si cet indicateur mensuel présente un signe négatif, cela signifie que le pays subit des pressions sur ses entrées de capitaux nettes. Inversement,

---

54. Tableau A.1 page 277.

un signe positif signifie des pressions aux sorties de capitaux nettes. Cet indicateur nous permet de montrer l'existence d'effets de la politique monétaire américaine sur les flux de capitaux, quelle que soit leur nature. La base de données ne dispense pas d'observations sur Taiwan, ce pays est donc écarté de notre échantillon pour les estimations portant sur les pressions aux mouvements de capitaux. Le second type de variables réside dans les prix d'actifs suivants : les indices actions (*stock*), les taux de rendement souverain à échéance 10 ans (*10y*) et les taux de change des pays émergents (*er*). Ces derniers sont côtés à l'incertain des pays émergents. Cela signifie qu'une appréciation de la monnaie émergente par rapport à la devise américaine se traduit par une diminution de la valeur de ce taux de change. L'utilisation des prix d'actifs au lieu des flux de capitaux permet de pallier le problème de disponibilité des données à la fréquence retenue. De plus, d'autres auteurs comme Gagnon et *al.* (2017) et Macdonald (2017) utilisent ces mêmes variables endogènes. Tillman (2013) et Taguchi et *al.* (2015) montrent d'ailleurs que les entrées de capitaux dans les pays émergents se traduisent par l'augmentation des prix d'actifs qu'ils retiennent.

Notre modèle reprend les travaux de Macdonald (2017) et se présente en trois spécifications d'un panel non cylindré à effets fixes pays que nous allons estimer au fur et à mesure. Cette méthode nous servira à affiner nos résultats tout au long de notre développement.

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta shad_t + \alpha_3 \delta_{i,t-1} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfm_{i,t}$ ,

Et  $i = 1, \dots, 14$  et  $t = 1, \dots, 105$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfm_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 103$ .

Notre variable de politique monétaire est ici *shad* qui est le taux fantôme de la politique monétaire américaine selon les estimations de Wu et Xia (2016). Nous l'utilisons en différence pour permettre une meilleure interprétation.

$\delta$  représente les variables de contrôle que nous utilisons pour expliquer les indicateurs financiers que nous avons retenus dans chaque équation. Nous considérons des facteurs « *push* » et « *pull* » des flux de capitaux. Comme chez Macdonald (2017), nous utilisons les variables retardées d'une période<sup>55</sup> suivantes : le VIX (*vix*), l'indice actions américain S&P500 (*sp500*), la base monétaire du pays émergent (*mb*) et le taux court des « *Treasury bills* » américains (*tbills*). L'utilisation de la base monétaire (*mb*) permet ici de rendre compte de la politique monétaire menée par le pays émergent. À ces indicateurs utilisés par Macdonald (2017) pour contrôler les déterminants internationaux et nationaux des mouvements de capitaux, nous ajoutons la croissance de l'indice de production industrielle (*pr*) ajusté des variations saisonnières des pays émergents. Nous considérons qu'un tel ajout est nécessaire puisque cette variable est considérée comme un facteur « *pull* » des flux de capitaux, permettant d'expliquer les variations des indicateurs financiers. Sun (2015) et Brana et Prat (2016) utilisent en effet le PIB pour estimer le rendement des

55. Le retard permet d'éviter des biais d'endogénéité.

actions tout comme Ebeke et Kyobe (2015) pour le rendement des obligations souveraines. L'ajout de variables représentant la politique fiscale pourrait être intéressant. Toutefois, ces données ne sont pas disponibles à une fréquence mensuelle pour tous les pays de notre échantillon. Toutes ces variables sont exprimées en log différence par souci de stationnarité. Le résultat des tests est disponible en annexe tableau C.1 page 283.

$\theta$  représente les effets fixes pays retenus traditionnellement dans la littérature. Ceux-ci captent les caractéristiques intrinsèques et hétérogènes entre chaque pays et qui ne varient pas dans le temps.

Dans une seconde spécification, nous considérons les effets de report tout en contrôlant les annonces de la Fed qui ont pu expliquer les variations des prix d'actifs et les mouvements nets de capitaux durant la période. Comme chez Fratzscher et *al.* (2018), nous distinguons les effets d'annonce sur les différentes périodes grâce au vecteur *annonces*. Celui-ci rassemble *anQE1*, *anQE2*, *anQE3* et *anTaper*. Ce sont des variables binaires prenant la valeur 1 les mois où une annonce est communiquée relativement au volet qu'elle concerne (respectivement QE1, QE2, QE3 et *Tapering*). À cela, nous ajoutons les annonces relatives à la normalisation du bilan de l'autorité monétaire : *anNorm*. Cette variable binaire prend la valeur 1 les mois où la Fed communique sur la réduction de son actif. Nous utilisons les annonces des différents organes de la Fed présentées dans le tableau 1.

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta shad_t + \alpha_3 annonces_t + \alpha_4 \delta_{i,t-1} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfm_{i,t}$

$annonce_t = anQE1_t; anQE2_t; anQE3_t; anTaper_t; anNorm_t$

Et  $i = 1, \dots, 14$  et  $t = 1, \dots, 105$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfm_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 103$ .

Enfin, notre dernière spécification tient compte des mesures que les pays émergents ont pu prendre, durant la période, pour se protéger des effets de report. Nous contrôlons donc l'adoption de mesures qui contraignent les flux de capitaux et l'instauration d'un régime de change fixe par les pays émergents grâce au vecteur  $of_{i,t}$ . Nous considérons la base de données de Fernández et *al.* (2016)<sup>56</sup> concernant les contraintes sur les capitaux. Nous utilisons les variables les plus agrégées prenant en compte la moyenne des barrières aux capitaux entrants (*ikr*) et aux capitaux sortants (*okr*) sur dix catégories d'actifs différents. Ces variables sont estimées annuellement. Nous les répétons donc chaque mois de l'année en suivant les résultats des auteurs qui montrent qu'il n'y a pas de forte variabilité des mesures dans l'année, comme chez Macdonald (2017). Nous pouvons nous attendre théoriquement à ce que les contrôles de capitaux entrants entraînent une diminution du taux de croissance de l'indice actions, une augmentation du taux de croissance du rendement souverain, une relative dépréciation de la monnaie émergente et une diminution des pressions aux entrées nettes de capitaux. Concernant les politiques visant les sorties

56. Cette base de données n'est disponible que jusqu'à 2015.

de capitaux, Ostry et *al.* (2010) évoquent que les effets sont ambigus. Théoriquement, nous pouvons nous attendre à ce que la mise en place de contrôles aux sorties de capitaux freine celles-ci, se traduisant par un signe positif du coefficient de l'indice actions et négatif pour le rendement souverain et le taux de change comme chez Aizenman et Pasricha (2013). Néanmoins, comme l'évoque Edwards (1999), cela peut aussi décourager les comportements spéculatifs. Ostry et *al.* (2010) ajoutent que cela pourrait dissuader les mouvements de capitaux entrants dans le pays puisque ceux-ci seraient plus difficilement rapatriables. Dans notre estimation, cela s'exprimerait par un signe négatif du coefficient de l'indice actions et positif pour le rendement des obligations, le taux de change et l'indicateur de pression des mouvements nets de capitaux.

Concernant le régime de change adopté par les pays émergents, nous avons choisi de dissocier les régimes de change fixes, des régimes de change flexibles et intermédiaires. Nous avons construit des variables binaires grâce à la base de données mensuelles de Ilzetzki et *al.* (2017) estimant les régimes de change *de facto* adoptés par les pays considérés. Notre variable *rcf* prend la valeur 1 si le pays est en régime de change fixe et 0 sinon. La prise en compte de ce choix institutionnel peut nous permettre de montrer si l'adoption d'un régime de change fixe, toutes choses égales par ailleurs, surexpose ou non aux effets de report de la politique monétaire de la Fed (Rey (2013)). Ces données s'arrêtent fin 2016.

Ces deux bases de données, sur les contrôles de capitaux et sur le régime de change, ne produisent pas d'observations pour Taïwan. Ce pays est donc écarté de l'échantillon lorsque nous considérons des régressions contrôlant le régime de change et les barrières aux capitaux. Le troisième modèle que nous estimons est alors le suivant :

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta shad_t + \alpha_3 annonce_t + \alpha_4 \delta_{i,t-1} + \alpha_5 of_{i,t} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfm_{i,t}$

$annonce_t = anQE1_t; anQE2_t; anQE3_t; anTaper_t; anNorm_t$

et  $of_{i,t} = ikr_{i,t}; okr_{i,t}; rcf_{i,t}$

Et  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 78$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfm_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 78$

Certaines de nos variables sont exprimées en log différence par soucis de stationnarité.



TABLE 1 – Les annonces de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed

Date	Détails de l'annonce	Volet	Communication
25/11/2008	Achat de 100 milliards de dollars de GSE (titres d'agence) et 500 milliards de MBS (titres hypothécaires)	QE1	FOMC Statement
01/12/2008	Suggestion par B. Bernanke de prolonger le QE		Bernanke Speech
16/12/2008	Suggestion par le FOMC d'étendre le programme à l'achat de <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
28/01/2009	La Fed se tient prête à acheter des <i>Treasuries</i> et à continuer ses achats		FOMC Statement
18/03/2009	La Fed achète 100 milliards de dollars de GSE, 750 de MBS et 300 de <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
12/08/2009	Ralentissement du LSAP, les achats vont finir fin octobre au lieu de mi-septembre		FOMC Statement
23/09/2009	Ralentissement du LSAP, les achats de dette d'agence et MBS finiront fin 1er trimestre 2010		FOMC Statement
04/11/2009	Baisse du programme d'achat, achats de dette d'agence s'élèveront à 175 milliards au lieu de 200 sur tout le programme		FOMC Statement
10/08/2010	Maintient du bilan, la Fed va réinvestir les paiements de capital du LSAP en <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
27/08/2010	Bernanke évoque un second QE si cela s'avère nécessaire		QE2
21/09/2010	le FOMC annonce que l'inflation est en dessous de la cible mais s'élèvera dans les périodes à venir	FOMC Statement	
12/10/2010	Le FOMC prévoit qu'une seconde phase de QE serait appropriée	FOMC minutes released	
15/10/2010	Bernanke maintient son intention de mener un second volet non conventionnel	Bernanke Speech	
03/11/2010	La Fed va acheter 600 milliards de dollars de <i>Treasuries</i>	FOMC Statement	
22/06/2011	Les achats de <i>Treasuries</i> devraient finir à la fin du mois, les remboursements en capital continuent d'être réinvestis	FOMC Statement	
21/09/2011	La Fed va opérer 400 milliards de <i>Twist</i>	FOMC Statement	
20/06/2012	La Fed continue ses « <i>operations twist</i> » pour 267 milliards	FOMC Statement	
22/08/2012	Le membres du FOMC plaident pour un autre volet de QE à venir	QE3	FOMC minutes released
13/09/2012	La Fed décide d'acheter 40 milliards de dollars de MBS par mois		FOMC Statement
12/12/2012	La Fed continue ses achats mensuels pour 45 milliards de <i>Treasuries</i> par mois mais sans stérilisation		FOMC Statement

Source : Fawley et Neely (2013) complété par l'auteur.

TABLE 1 (suite)

Date	Détails de l'annonce	Volet	Communication
22/05/2013	Bernanke envisage une réduction des achats conditionnée à l'environnement économique	<i>Tapering</i>	Testimony to Congress
19/06/2013	Le FOMC envisage la normalisation de la politique monétaire américaine		FOMC Statement
18/12/2013	Le FOMC décide de diminuer ses achats mensuels à partir de janvier 2014 passant alors à 35 milliards de titres hypothécaires et 40 milliards pour les <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
29/01/2014	Le FOMC poursuit sa diminution d'achats mensuels : 30 milliards de MBS, 35 de <i>Treasuries</i> par mois à partir de Février		FOMC minutes released
19/03/2014	Le FOMC décide de diminuer ses achats mensuels de 5 milliards par type d'actifs à partir d'avril		FOMC Statement
30/04/2014	Le FOMC décide de diminuer ses achats mensuels de 5 milliards par type d'actifs à partir de mai		FOMC minutes released
18/06/2014	Le FOMC décide de diminuer ses achats mensuels de 5 milliards par type d'actifs à partir de juillet		FOMC Statement
30/07/2014	A partir d'août, les achats mensuels de la FED ne seront que de 10 milliards de MBS et 15 de <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
17/09/2014	A partir d'Octobre, les achats mensuels de la FED ne seront que de 5 milliards de MBS et 10 milliards de <i>Treasuries</i>		FOMC Statement
15/03/2017	Le FOMC envisage une réduction graduelle de son bilan d'ici la fin 2017		Normalisation
14/06/2017	Annnonce des modalités du plan de normalisation du bilan	Comitite Normalization plan	
20/09/2017	Normalisation du bilan à partir d'octobre 2017	FOMC Statement	

Source : Fawley et Neely (2013) complété par l'auteur.

## B. Les résultats

### 1. Sur toute la période

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de notre estimation sur l'intégralité de la période (février 2009 - septembre 2017). Nous observons que la politique monétaire, que nous appréhendons grâce au taux fantôme de Wu et Xia (2016), est significative pour expliquer les variations de toutes nos variables d'intérêt, et ce, quelle que soit la spécification retenue (modèle sans ou avec annonces et avec indicateur d'ouverture financière). Une diminution de la variation du taux fantôme ( $\Delta shad$ ), que l'on interprète comme une politique monétaire plus accommodante, entraîne de réels effets de report sur les pays émergents. La politique monétaire non conventionnelle se traduisant par un signe négatif du taux fantôme, il faut multiplier ce signe négatif par le signe du coefficient pour pouvoir interpréter les effets de report d'une politique monétaire expansionniste.

Les résultats nous montrent une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents ( $\Delta \ln(stock)$ ), représentée par un signe négatif dans notre tableau. Cela peut laisser présager des entrées de capitaux placés en actions dans les pays émergents. Une diminution de 1 point de la variation du taux fantôme, entraîne une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents de 4,4 points de pourcentage sur la période.

Concernant le taux de croissance des rendements souverains ( $\Delta \ln(10y)$ ), on observe une diminution de celui-ci à la suite d'un assouplissement de la politique monétaire de

la Fed. Le signe positif présenté dans les tableaux montre en effet que si le taux fantôme diminue, le taux de croissance des rendements souverains émergents diminue aussi d'environ 6 points. Une diminution du taux de rendement souverain est expliquée par une augmentation du prix de ces actifs pouvant laisser présager d'entrées de capitaux dans les pays émergents, placés en obligations.

La diminution du taux fantôme entraîne des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes ( $\Delta \ln(Er)$ ). En assouplissant sa politique monétaire, la Fed fait déprécier le dollar vis-à-vis des autres monnaies. Ici, le taux de change est coté à l'incertain de la monnaie émergente. Une diminution de 1 point de la variation du taux fantôme explique des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes de quasiment 4 points.

Enfin, concernant notre indicateur de pression sur les mouvements de capitaux ( $kfmp$ ), une politique monétaire expansionniste de la Fed se traduit par des pressions aux entrées de capitaux. Cela corrobore nos résultats sur les rendements souverains et les indices actions émergents. Rappelons ici que lorsque le signe de notre indicateur de pression sur les mouvements de capitaux est positif, cela signifie des pressions aux sorties de capitaux nettes, inversement quand il est négatif. Dans nos estimations, la diminution du taux fantôme (signe négatif) entraîne bien des pressions aux entrées de capitaux si l'on multiplie les signes.

Lorsque nous nous intéressons aux annonces de la politique monétaire (tableaux 2 et 3), nous observons des effets hétérogènes entre les différents volets. Si les communications relatives au QE1 ont des effets de report significatifs rejoignant ceux de la politique monétaire lorsque nous considérons toute la période d'étude, les autres annonces ne présentent pas les mêmes signes. Lors du QE2, les communications de la Fed n'ont eu d'effets que sur le taux de croissance des rendements souverains. Étonnement, cela a entraîné une augmentation de leur taux de croissance laissant croire à un désengagement des agents sur les marchés obligataires émergents. Nous observons les mêmes résultats pour les annonces de QE3. Toutefois, contrairement au volet précédent, ces communications expliquent une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents, des pressions à l'appréciation de leur monnaie et aux entrées de capitaux. Cela laisse présager que, lors du QE2 et du QE3, les annonces entraînent des réallocations de portefeuille en actions au détriment des marchés des dettes souveraines. Lorsque la Fed communique sur le « *Tapering* », les marchés ont agi de façon symétrique. Le taux de croissance des marchés actions a diminué, celui du rendement a augmenté, les monnaies émergentes se sont relativement dépréciées et les flux de capitaux ont eu tendance à sortir de ces pays. Un dernier résultat réside dans les annonces de normalisation. Celles-ci sont peu nombreuses (3) mais sont significatives et expliquent une augmentation du taux de croissance des indices actions et des pressions aux entrées de capitaux. Cela laisse à penser que les agents ont bien accueilli les annonces de la Réserve fédérale. Ils n'ont donc pas surréagi en retirant leurs capitaux contrairement à ce à quoi nous pouvions nous attendre.

Vis-à-vis des mesures visant à protéger le pays des effets de report de la politique monétaire américaine, nous observons dans le tableau 3 que seules les politiques visant à contraindre les flux de capitaux sortants (*okr*) montrent des effets significatifs. Elles expliqueraient une moindre appréciation des indices actions émergents. Cela peut se traduire par un découragement des investisseurs à placer dans un pays où il sera plus difficile de rapatrier les capitaux (Edwards (1999)). Ce résultat est confirmé par la significativité du coefficient expliquant le taux de croissance du taux de change. Les pays émergents rencontrent alors une relative dépréciation de leur monnaie par rapport au dollar.

Pour cette première analyse des résultats, nous allons commenter les variables de contrôle afin de bien vérifier leur impact théorique dans les tableaux 2 et 3. Nous ne répèterons pas ce commentaire dans les prochaines interprétations puisqu'il ne constitue pas le cœur de notre sujet.

Le *vix*, indicateur mondial de la perception du risque est un facteur « *push* » des mouvements de capitaux (Rey (2013)). Ici, on observe que si cette perception du risque augmente, cela entraîne une diminution du taux de croissance des marchés actions émergents, une relative dépréciation de leurs monnaies et des pressions aux sorties de capitaux dans ces pays. De même, une augmentation de l'indice actions américain (*sp500*) entraîne une augmentation des taux de rendement souverain émergents, ainsi que des pressions à la dépréciation de leurs monnaies et aux sorties de capitaux. Cela laisse présager d'une réallocation de portefeuille des actifs placés en obligations émergentes vers d'autres marchés. À l'inverse, une augmentation des taux de rendement des titres de court terme américains (*tbills*) entraîne des mouvements de capitaux entrants dans les pays émergents, libellés en obligations souveraines. Ce résultat s'explique par le fait que l'augmentation des taux de court terme peut s'expliquer par une amélioration des conditions macroéconomiques et pousser les flux de capitaux vers les pays émergents (Branan et Lahet (2010)).

En ce qui concerne les facteurs « *pull* » des mouvements de capitaux, une politique monétaire plus expansionniste dans les pays émergents (*mb*) diminue significativement le taux croissance des rendements souverains, conformément à la théorie de la courbe des taux d'intérêt. Une augmentation de la production industrielle (*pr*) entraînerait un accroissement du taux de croissance des rendements souverains (tableau 2) et des monnaies émergentes (tableau 3). Ces résultats sont peu significatifs et peu robustes.

TABLE 2 – Effets des variations du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	-0.0446*** (0.0110)	0.0569*** (0.0126)	0.0388*** (0.00553)	0.136*** (0.0205)	-0.0438*** (0.0115)	0.0562*** (0.0126)	0.0377*** (0.00569)	0.131*** (0.0215)
$anQE1$					0.0124* (0.00714)	-0.0192** (0.00837)	-0.00768* (0.00408)	-0.0410*** (0.0145)
$anQE2$					-0.00364 (0.00682)	0.0124** (0.00560)	0.00661 (0.00408)	-0.0126 (0.0154)
$anQE3$					0.0187*** (0.00473)	0.0125** (0.00635)	-0.00751** (0.00301)	-0.0384*** (0.0146)
$anTaper$					-0.0187*** (0.00476)	0.0334*** (0.00626)	0.0127*** (0.00243)	0.0400*** (0.00917)
$anNorm$					0.0108** (0.00498)	-0.0112 (0.00701)	-0.00227 (0.00416)	-0.0272** (0.0133)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0224** (0.00918)	0.0116 (0.0102)	0.0181*** (0.00482)	0.0427** (0.0173)	-0.0266*** (0.00919)	0.0150 (0.0102)	0.0201*** (0.00481)	0.0547*** (0.0172)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0530 (0.0739)	0.244*** (0.0620)	0.0724** (0.0344)	0.250** (0.127)	-0.0702 (0.0768)	0.254*** (0.0632)	0.0808** (0.0339)	0.303** (0.129)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.0128 (0.0341)	-0.0400 (0.0300)	-0.00951 (0.0182)	-0.0528 (0.0575)	-0.0105 (0.0336)	-0.0527* (0.0297)	-0.0113 (0.0180)	-0.0655 (0.0581)
$\Delta \ln(pr)$	0.0871 (0.0633)	0.0751 (0.0568)	-0.00230 (0.0220)	-0.142 (0.139)	0.0821 (0.0626)	0.0928* (0.0560)	0.00393 (0.0217)	-0.133 (0.138)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.00188 (0.00369)	-0.00945*** (0.00353)	-0.00339 (0.00222)	-0.0135** (0.00668)	-0.000502 (0.00365)	-0.0104*** (0.00355)	-0.00386* (0.00211)	-0.0186*** (0.00649)
Observations	1,414	1,402	1,414	1,286	1,414	1,402	1,414	1,286
R-squared	0.024	0.036	0.044	0.048	0.040	0.069	0.064	0.074
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.0404	0.5065	0.1834	0.0107	0.0415	0.6962	0.1845	0.0167
NW	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABLE 3 – Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	-0.0435*** (0.0124)	0.0639*** (0.0140)	0.0399*** (0.00651)	0.128*** (0.0223)
$anQE1$	0.00912 (0.00795)	-0.0153* (0.00862)	-0.00581 (0.00420)	-0.0423*** (0.0154)
$anQE2$	-0.00102 (0.00729)	0.0139** (0.00560)	0.00558 (0.00445)	-0.0128 (0.0154)
$anQE3$	0.0220*** (0.00537)	0.0134* (0.00694)	-0.0104*** (0.00316)	-0.0388*** (0.0147)
$anTaper$	-0.0157*** (0.00523)	0.0325*** (0.00676)	0.0104*** (0.00266)	0.0386*** (0.00947)
$anNorm$	-	-	-	-
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0192* (0.0103)	0.00399 (0.0108)	0.0130** (0.00507)	0.0352* (0.0183)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0549 (0.0855)	0.271*** (0.0711)	0.0947*** (0.0361)	0.275** (0.140)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.00337 (0.0401)	-0.0524 (0.0341)	-0.0144 (0.0221)	-0.0518 (0.0661)
$\Delta \ln(pr)$	0.116 (0.0736)	0.0149 (0.0647)	-0.0389* (0.0203)	-0.225 (0.156)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	4.14e-05 (0.00418)	-0.0109*** (0.00361)	-0.00484** (0.00229)	-0.0205*** (0.00697)
$ikr$	-0.00325 (0.0285)	0.0151 (0.0239)	-0.00941 (0.0155)	-0.0179 (0.0477)
$okr$	-0.0976*** (0.0377)	0.0263 (0.0324)	0.0779*** (0.0218)	-0.0127 (0.0694)
$rcfx$	-0.00713 (0.00841)	-0.00555 (0.00663)		0.00295 (0.0179)
Observations	1,014	1,002	1,014	1,014
R-squared	0.051	0.099	0.092	0.080
Nombre de pays	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.0558	0.8506	0.0299	0.0628
NW	Yes	No	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 2. La période expansionniste

### a. Le QE1

Le premier volet de la politique monétaire non conventionnelle américaine a débuté par l'annonce du 25 novembre 2008. Le tableau 4 présente les résultats de nos estimations entre février 2009 et juillet 2010. Un premier fait marquant est que la politique monétaire non conventionnelle (diminution du taux fantôme), lors de ce premier volet, n'a pas eu d'impact sur les marchés obligataires souverains. Les effets se sont concentrés sur les marchés actions émergents. Cela peut venir de la nature des interventions de la Fed qui se concentre particulièrement sur des achats de titres d'agence et de titres hypothécaires. Les pays émergents ont souffert de pressions aux entrées de capitaux nettes et de pressions à l'appréciation de la valeur de leur monnaie vis-à-vis du dollar. Si l'on compare nos résultats durant le QE1, en prenant en compte toutes les variables explicatives, à ceux considérant toute la période d'étude (tableau 2 page 88 et 3 page précédente), nous remarquons que les coefficients relatifs à la politique monétaire de la Fed sont plus importants durant le premier volet concernant les indices actions (-0,0435 pour le tableau 3 contre -0,0541 ici dans le tableau 4 page ci-contre) et les taux de change (0,0399 contre 0,0416). La nouveauté du programme de la politique monétaire américaine peut expliquer ces coefficients supérieurs à la moyenne de la période (Chen et *al.* (2012)).

Contrairement à Fratzscher et *al.* (2018), on remarque que la prise en compte des annonces, lors de ce volet, n'apporte pas de pouvoir explicatif sur nos variables expliquées. Cela peut être dû à la différence de l'échantillon ainsi qu'au fait que nous nous concentrons ici sur une période plus restreinte.

Comme lorsque nous considérons l'échantillon entier (2009 - 2017), seules les mesures visant à contraindre les flux de capitaux sortants permettent de limiter l'appréciation des marchés actions émergents. Les résultats concernant l'adoption d'un régime de change fixe ne sont pas affichés puisqu'il existe de la colinéarité entre notre variable muette et l'effet fixe. Cela est dû au fait que les pays n'ont pas connu de changement de régime de change *de facto* sur cette période d'étude.

TABLE 4 – Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta shad$	-0.0595** (0.0236)	0.0197 (0.0234)	0.0443*** (0.00992)	0.111*** (0.0374)	-0.0574** (0.0236)	0.0239 (0.0231)	0.0431*** (0.00993)	0.113*** (0.0382)	-0.0541** (0.0242)	0.0135 (0.0225)	0.0416*** (0.0111)	0.110*** (0.0390)
$anQE1$					-0.00902 (0.0160)	-0.0188 (0.0146)	0.00486 (0.00698)	-0.00790 (0.0230)	-0.0136 (0.0166)	-0.0153 (0.0152)	0.00727 (0.00738)	-0.00705 (0.0231)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.146*** (0.0371)	0.00395 (0.0284)	0.0481*** (0.0156)	0.0222 (0.0614)	-0.139*** (0.0398)	0.0165 (0.0294)	0.0446*** (0.0158)	0.0278 (0.0682)	-0.132*** (0.0408)	0.0201 (0.0306)	0.0440** (0.0174)	0.0261 (0.0681)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0818 (0.156)	0.230* (0.137)	0.0606 (0.0671)	-0.112 (0.268)	-0.0597 (0.171)	0.277* (0.151)	0.0486 (0.0680)	-0.0928 (0.296)	-0.0693 (0.179)	0.306* (0.157)	0.0598 (0.0725)	-0.0902 (0.297)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0152 (0.0859)	0.0134 (0.0746)	-0.00274 (0.0349)	0.0186 (0.134)	0.00813 (0.0850)	0.000469 (0.0709)	0.00109 (0.0349)	0.0124 (0.140)	0.0218 (0.0850)	-0.0201 (0.0703)	-0.00188 (0.0357)	0.0104 (0.139)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0944 (0.164)	0.0532 (0.0912)	0.0368 (0.0435)	-0.0783 (0.128)	-0.0880 (0.163)	0.0659 (0.0897)	0.0333 (0.0439)	-0.0729 (0.131)	-0.0737 (0.166)	0.0744 (0.0912)	0.0308 (0.0453)	-0.0736 (0.131)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0380*** (0.0125)	-0.00539 (0.0126)	0.0156*** (0.00547)	0.0358* (0.0217)	-0.0436** (0.0179)	-0.0171 (0.0168)	0.0186*** (0.00705)	0.0310 (0.0265)	-0.0404** (0.0187)	-0.0143 (0.0176)	0.0180** (0.00761)	0.0301 (0.0270)
$ikr$									-0.0372 (0.152)	0.121 (0.103)	-0.0224 (0.0601)	0.0164 (0.188)
$okr$									-0.149* (0.0842)	0.0675 (0.0760)	0.0672 (0.0572)	0.0437 (0.111)
$rcfx$									-	-	-	-
Observations	210	198	210	195	210	198	210	195	195	183	195	195
R-squared	0.157	0.037	0.159	0.077	0.159	0.048	0.162	0.078	0.170	0.062	0.180	0.079
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.496	0.1454	0.2423	0.6766	0.7175	0.206	0.2503	0.7967	0.6274	0.399	0.2019	0.7224
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



## b. Le QE2

Les effets de report du QE2 présentent des résultats hétérogènes par rapport au premier volet. Le tableau 5 montre qu'une diminution du taux fantôme, due aux achats de la banque centrale américaine entre août 2010 et juillet 2012, a des effets contraires sur les indices actions et les rendements souverains émergents. Lors d'une diminution du taux fantôme, représentant l'augmentation des achats de la Fed, les pays émergents expérimentent des pressions à la baisse de leurs indices actions. À l'inverse, les marchés obligataires connaissent une diminution du taux de croissance de leur rendement. Cela peut laisser présager d'une réallocation de portefeuille vers ces actifs financiers d'autant plus que ces rééquilibrages n'apparaissent pas toucher significativement les pressions aux mouvements de capitaux des pays émergents. Rappelons que le second volet de QE de la Réserve fédérale s'est concentré plus largement sur des achats de titres souverains américains de long terme.

De plus, les annonces relatives au QE2 ont quant à elles des effets opposés, touchant positivement le taux de croissance des indices actions et des rendements souverains. Ce résultat est d'autant plus intéressant qu'il montre que le guidage des anticipations (« *forward guidance* ») a des effets inverses aux achats de la Réserve fédérale.

Lors de ce volet, l'adoption de politiques contraignant les sorties de capitaux permet, comme lors du QE1, de diminuer le taux de croissance des indices actions. Nous observons aussi que l'adoption d'un régime de change fixe diminue les pressions sur les indices actions, mais s'accompagne d'une relative diminution des rendements souverains. Or, la mise en place d'une telle mesure surexpose le pays au cycle financier. La politique monétaire n'est plus indépendante et doit suivre les évolutions d'une grande banque centrale sur laquelle sa politique monétaire est ancrée. Durant cette période, les principales banques centrales (Angleterre, USA, Europe, Japon) mènent des politiques ultras accommodantes. Le pays émergent est contraint à diminuer son taux d'intérêt directeur et la courbe des taux s'aplatit (di Giovanni et Shambaugh (2008)).

TABLE 5 – Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	0.0776** (0.0366)	0.119*** (0.0318)	0.00216 (0.0172)	0.117* (0.0696)	0.0881** (0.0348)	0.126*** (0.0336)	0.00169 (0.0176)	0.105 (0.0677)	0.105*** (0.0365)	0.129*** (0.0346)	-0.00328 (0.0185)	0.0985 (0.0715)
$anQE2$					0.0206*** (0.00721)	0.0141** (0.00659)	-0.000917 (0.00353)	-0.0222 (0.0148)	0.0210*** (0.00762)	0.0150** (0.00672)	-0.000771 (0.00377)	-0.0222 (0.0151)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0720*** (0.0229)	-0.00262 (0.0176)	0.0426*** (0.0112)	0.113** (0.0477)	-0.0869*** (0.0236)	-0.0128 (0.0181)	0.0433*** (0.0114)	0.129*** (0.0475)	-0.0830*** (0.0244)	-0.0107 (0.0189)	0.0447*** (0.0120)	0.128*** (0.0477)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.347*** (0.0961)	0.205*** (0.0732)	0.216*** (0.0370)	0.621*** (0.217)	-0.376*** (0.0953)	0.186*** (0.0709)	0.217*** (0.0429)	0.651*** (0.217)	-0.356*** (0.0986)	0.202*** (0.0732)	0.230*** (0.0442)	0.652*** (0.217)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.115* (0.0675)	0.0248 (0.0558)	-0.0895*** (0.0338)	-0.163 (0.129)	0.127* (0.0669)	0.0330 (0.0554)	-0.0900*** (0.0335)	-0.176 (0.130)	0.143** (0.0696)	0.0379 (0.0587)	-0.106*** (0.0342)	-0.180 (0.130)
$\Delta \ln(pr)$	0.215** (0.106)	-0.0788 (0.128)	-0.0365 (0.0276)	-0.222 (0.283)	0.224** (0.107)	-0.0729 (0.109)	-0.0369 (0.0267)	-0.237 (0.283)	0.227** (0.106)	-0.0847 (0.132)	-0.0391 (0.0275)	-0.243 (0.284)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0223*** (0.00707)	-0.0175*** (0.00490)	-0.0202*** (0.00393)	-0.0536*** (0.0140)	0.0268*** (0.00678)	-0.0144*** (0.00442)	-0.0204*** (0.00411)	-0.0584*** (0.0138)	0.0283*** (0.00715)	-0.0157*** (0.00460)	-0.0217*** (0.00435)	-0.0586*** (0.0138)
$ikr$									0.118 (0.0776)	0.0712 (0.0604)	0.0107 (0.0464)	0.0297 (0.156)
$okr$									-0.187** (0.0775)	-0.0425 (0.0696)	0.0950 (0.0866)	0.0945 (0.145)
$rcfx$									-0.0354* (0.0206)	-0.0696*** (0.0138)		0.0468 (0.0391)
Observations	336	336	336	312	336	336	336	312	312	312	312	312
R-squared	0.110	0.109	0.162	0.101	0.128	0.122	0.162	0.106	0.137	0.145	0.177	0.107
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.7937	0.1475	0.0865	0.9436	0.3956	0.0865	0.1179	0.9681	0.5977	0.1017	0.1113	0.8165
NW	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	No	No	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### c. Le QE3

Le tableau 6 présente les résultats de nos estimations lors du QE3 (avril 2012 - avril 2013). Les mesures d'assouplissement quantitatif ont entraîné des effets de report sur les indices actions, les monnaies et les pressions aux mouvements de capitaux des pays émergents. Cependant le coefficient relatif à la politique monétaire permettant d'expliquer le taux de croissance des indices actions n'est plus significatif lorsque nous considérons les mesures réduisant l'ouverture financière.

L'augmentation du degré d'expansionnisme de la politique monétaire de la Fed (diminution du taux fantôme) entraîne des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et aux entrées de capitaux.

Nous observons que les annonces n'ont pas eu d'impact significatif sur nos variables d'intérêt.

Enfin, ce n'est toujours que la mise en place de politiques contraignant les capitaux sortants qui permet aux pays émergents de se protéger contre les effets de report en décourageant les entrées de capitaux en actions.

TABLE 6 – Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	-0.166** (0.0665)	-0.128 (0.0785)	0.103*** (0.0307)	0.503*** (0.135)	-0.160* (0.0847)	-0.0584 (0.123)	0.140** (0.0547)	0.466** (0.198)	-0.138 (0.0952)	-0.00685 (0.132)	0.127** (0.0589)	0.464** (0.196)
$anQE3$					0.00100 (0.00806)	0.0116 (0.0141)	0.00612 (0.00666)	-0.00601 (0.0229)	0.000882 (0.00852)	0.0168 (0.0148)	0.00554 (0.00715)	-0.00450 (0.0226)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	0.0221 (0.0192)	0.153*** (0.0265)	-0.00560 (0.0106)	-0.114*** (0.0375)	0.0197 (0.0294)	0.124*** (0.0433)	-0.0208 (0.0211)	-0.0987* (0.0589)	0.0184 (0.0312)	0.114** (0.0449)	-0.0190 (0.0222)	-0.101* (0.0585)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	0.138 (0.208)	0.973*** (0.344)	-0.103 (0.110)	-0.533 (0.381)	0.115 (0.294)	0.704 (0.476)	-0.244 (0.194)	-0.393 (0.573)	0.142 (0.300)	0.593 (0.493)	-0.234 (0.207)	-0.398 (0.563)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0431 (0.0509)	-0.0691 (0.0667)	-0.0619** (0.0256)	0.0257 (0.0942)	0.0416 (0.0523)	-0.0862 (0.0747)	-0.0709** (0.0295)	0.0351 (0.0922)	0.0344 (0.0536)	-0.119* (0.0707)	-0.0661** (0.0295)	0.0348 (0.0933)
$\Delta \ln(pr)$	-0.147** (0.0726)	0.268** (0.110)	-0.0436 (0.0416)	-0.0867 (0.175)	-0.145* (0.0745)	0.300*** (0.114)	-0.0266 (0.0470)	-0.103 (0.167)	-0.117 (0.0743)	0.346*** (0.117)	-0.0376 (0.0471)	-0.0974 (0.158)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0608*** (0.0105)	-0.0254* (0.0137)	0.0232*** (0.00625)	0.0889*** (0.0219)	-0.0595*** (0.0145)	-0.00986 (0.0208)	0.0314*** (0.0104)	0.0809** (0.0354)	-0.0607*** (0.0150)	-0.00593 (0.0226)	0.0315*** (0.0113)	0.0821** (0.0351)
$ikr$									0.0356 (0.0557)	-0.0727 (0.0655)	0.0235 (0.0339)	-0.0233 (0.109)
$okr$									-0.103* (0.0616)	0.183 (0.152)	0.0722 (0.0497)	-0.206 (0.198)
$rcfx$									-0.0108 (0.0169)	-0.00262 (0.0127)		0.0273 (0.0227)
Observations	126	126	126	117	126	126	126	117	117	117	117	117
R-squared	0.288	0.265	0.203	0.228	0.288	0.270	0.212	0.228	0.298	0.304	0.229	0.242
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.4106	0.5754	0.948	0.6095	0.4129	0.5594	0.7744	0.5973	0.0822	0.0205	0.6594	0.587
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### d. Le *Tapering*

La période de *Tapering* a été marquée par des crises économiques et financières chez les pays émergents. Nos résultats (tableau 7) montrent que les achats sur la période expliquent une diminution du taux de croissance des indices actions. Nous pouvons interpréter un tel résultat par le fait que les agents ont pu retirer leurs capitaux des pays émergents durant le ralentissement graduel du rythme des achats de la Fed. De plus, les annonces relevant de ce volet ont eu des effets de report significatifs sur toutes nos variables d'intérêt. Elles ont entraîné des pressions aux sorties de capitaux, à la dépréciation des monnaies émergentes, à l'augmentation du taux de croissance des rendements souverains et à la diminution du taux de croissance des indices actions. Les annonces ont eu beaucoup plus d'effets que le ralentissement des achats en tant que tel. De plus, la mise en place de mesures visant à contraindre les capitaux a eu des effets significatifs. Celles contraignant les flux entrants expliquent une diminution du taux de croissance des rendements souverains. Cela freine les conséquences importantes des annonces du *Tapering*. Inversement, les contraintes aux capitaux sortants entraînent des pressions à l'augmentation de ces rendements. De plus, elles expliquent des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes. Ces deux derniers résultats tendent à montrer un effet désincitatif de telles mesures pour les agents. Nous relevons d'ailleurs que l'efficacité des contrôles de capitaux n'est pas linéaire dans le temps.

Contrairement au QE2, l'adoption d'un régime de change fixe entraîne des pressions à l'augmentation du rendement souverain émergent lors du *Tapering*. Un effet procyclique d'une telle mesure semble se vérifier puisque pendant cette période, la politique monétaire américaine est de moins en moins accommodante. Cette mesure semble entraîner des pressions aux sorties de capitaux du pays durant cet épisode. La fixité du taux de change a pour effet de réduire le risque porté par les investisseurs internationaux en annulant le risque de change.

TABLE 7 – Effets des variations du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	0.00232 (0.0182)	0.0787** (0.0353)	0.0124 (0.00974)	0.0406 (0.0400)	0.0470** (0.0228)	0.0369 (0.0325)	-0.00848 (0.0118)	-0.0293 (0.0438)	0.0535** (0.0239)	0.0205 (0.0339)	-0.0102 (0.0126)	-0.0261 (0.0435)
$anTaper$					-0.0255*** (0.00803)	0.0239** (0.00983)	0.0120*** (0.00404)	0.0400*** (0.0145)	-0.0306*** (0.00840)	0.0351*** (0.0107)	0.0133*** (0.00452)	0.0424*** (0.0151)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0286 (0.0245)	0.0354 (0.0326)	0.00715 (0.0129)	0.0677 (0.0435)	-0.0583** (0.0272)	0.0631* (0.0347)	0.0210 (0.0144)	0.114** (0.0486)	-0.0670** (0.0291)	0.0697* (0.0387)	0.0227 (0.0155)	0.105** (0.0496)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.960*** (0.242)	0.724** (0.322)	0.365*** (0.130)	1.035** (0.490)	-1.262*** (0.262)	1.008*** (0.345)	0.506*** (0.142)	1.509*** (0.498)	-1.324*** (0.276)	1.055*** (0.374)	0.532*** (0.151)	1.390*** (0.513)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.185** (0.0878)	-0.0229 (0.0883)	0.0692* (0.0380)	0.0219 (0.0935)	-0.148* (0.0869)	-0.0576 (0.0882)	0.0518 (0.0361)	-0.0323 (0.102)	-0.134 (0.0900)	-0.0926 (0.0942)	0.0488 (0.0380)	-0.0516 (0.104)
$\Delta \ln(pr)$	0.00126 (0.136)	0.000306 (0.174)	-0.0419 (0.0589)	-0.278 (0.203)	-0.0306 (0.137)	0.0301 (0.176)	-0.0270 (0.0593)	-0.232 (0.204)	0.0119 (0.135)	0.0231 (0.178)	-0.0357 (0.0608)	-0.238 (0.203)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0226** (0.00889)	0.00574 (0.0112)	-0.00694 (0.00455)	-0.00220 (0.0145)	0.0365*** (0.00997)	-0.00732 (0.0120)	-0.0135*** (0.00518)	-0.0239 (0.0165)	0.0385*** (0.0104)	-0.0117 (0.0125)	-0.0147*** (0.00560)	-0.0237 (0.0166)
$ikr$									0.339 (0.332)	-0.825* (0.425)	-0.141 (0.145)	-0.0193 (0.605)
$okr$									-0.872 (0.568)	1.068* (0.595)	0.186* (0.112)	0.425 (0.647)
$rcfx$									-0.0223 (0.0171)	0.0568* (0.0290)		0.0857* (0.0519)
Observations	252	252	252	234	252	252	252	234	234	234	234	234
R-squared	0.130	0.125	0.113	0.063	0.165	0.141	0.142	0.092	0.191	0.180	0.149	0.112
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.7721	0.08	0.1562	0.081	0.793	0.2773	0.5926	0.13	0.925	0.1952	0.6413	0.1409
NW	No	Yes	No	Yes	No	No	No	No	No	No	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 3. La remontée des taux

Le tableau 8 présente les résultats de nos estimations lors de la période d'augmentation des taux directeurs par la Fed (décembre 2015 - août 2017). Les variations du taux fantôme, qui passe alors au-dessus de zéro et égalise le taux *Fed funds* effectif, expliquent des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux sorties de capitaux des pays émergents.

En 2017 et pour la première fois depuis 2008, la banque centrale américaine a envisagé la normalisation de son bilan. En cela, elle communique sur la voie à suivre pour réduire les postes de son actif qui ont été des leviers pour sa politique monétaire non conventionnelle (essentiellement bons du Trésor, titres d'agence et titres hypothécaires). Nous observons que ces annonces n'ont pas eu d'effet sur les indices actions ou les rendements souverains émergents. Néanmoins, lors des mois où la Fed a communiqué sur la réduction de son bilan, les pays émergents ont subi des pressions aux entrées de capitaux. Ce résultat peut paraître surprenant, mais peut être expliqué par le fait qu'en normalisant sa politique monétaire, la Fed communique sur une trajectoire vertueuse de l'économie américaine qui rencontre ses cibles d'inflation, de chômage et de croissance économique. De telles annonces sont positives pour les marchés internationaux. De plus, cette variable binaire peut aussi capter d'autres événements internationaux.

TABLE 8 – Effets des variations du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta shad$	-0.0297 (0.0260)	-0.0249 (0.0466)	0.0472** (0.0216)	0.153** (0.0628)	-0.0509 (0.0325)	-0.0153 (0.0563)	0.0471** (0.0233)	0.346*** (0.0891)
<i>anNorm</i>					0.00955 (0.00723)	-0.00432 (0.0105)	4.03e-05 (0.00515)	-0.0819*** (0.0225)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0782*** (0.0234)	0.108*** (0.0384)	0.0763*** (0.0170)	0.185*** (0.0505)	-0.0816*** (0.0236)	0.110*** (0.0394)	0.0763*** (0.0172)	0.222*** (0.0500)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.275 (0.171)	0.362 (0.283)	0.0127 (0.121)	0.376 (0.351)	-0.268 (0.170)	0.359 (0.285)	0.0127 (0.121)	0.448 (0.344)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.0195 (0.0538)	-0.0828 (0.0658)	-0.0243 (0.0323)	-0.125 (0.0973)	-0.0118 (0.0548)	-0.0863 (0.0665)	-0.0242 (0.0324)	-0.204* (0.109)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0782 (0.0794)	0.366*** (0.114)	0.148*** (0.0547)	0.220 (0.143)	-0.0651 (0.0819)	0.360*** (0.117)	0.148*** (0.0557)	0.176 (0.141)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0105 (0.00872)	-0.00124 (0.0158)	-0.00581 (0.00656)	-0.0101 (0.0178)	-0.00730 (0.00920)	-0.00268 (0.0171)	-0.00579 (0.00650)	-0.0281 (0.0182)
Observations	308	308	308	272	308	308	308	272
R-squared	0.076	0.069	0.173	0.128	0.081	0.069	0.173	0.170
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.0762	0.0435	0.1407	0.2188	0.0821	0.0405	0.1361	0.4098
NW	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



En utilisant le taux fantôme de Wu et Xia (2016) pour synthétiser la politique monétaire non conventionnelle, nous arrivons à un certain nombre de conclusions. Le tableau 9 récapitule de façon synthétique les résultats de notre analyse et met en lumière les effets différents suivant les périodes.

TABLE 9 – Récapitulatif des estimations avec le taux fantôme

	$\Delta \ln(\text{Stock})$					$\Delta \ln(10y)$				
	$\Delta \text{shad}$	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>	$\Delta \text{shad}$	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	-		.	-	.	+		.	.	.
QE1	--	.	.	--		.	.	.	.	
QE2	++	++	.	--	-	++	+	.	.	--
QE3	.	.	.	-	.	.	++	.	.	.
Tapering	+	--	.	.	.	.	+	-	+	+
Normalisation	.	.				.				
	$\Delta \ln(Er)$					<i>kfmp</i>				
	$\Delta \text{shad}$	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>	$\Delta \text{shad}$	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	+		.	+		+		.	.	.
QE1	+	.	.	.		+	.	.	.	
QE2	.	.	.	.		.	.	.	.	.
QE3	++	.	.	.		++	.	.	.	.
Tapering	.	+	.	++		.	+	.	.	+
Normalisation	+	.				++	--			

Avec beaucoup d'effets positifs (++) , des effets positifs (+) , pas d'effet (.) , des effets négatifs (-) , d'importants effets négatifs (- -) . L'absence de caractère est expliqué par le fait que la variable n'est pas caractérisée dans l'estimation ou que celle-ci comporte trop de modalités (pour les annonces sur toute la période).

Rappelons que pour analyser ce tableau dans une optique expansionniste, les signes relatifs à  $\Delta \text{shad}$  doivent être multipliés par -1.

## II. Une méthodologie en deux étapes : les effets de la surprise monétaire

### A. Le modèle et les données

#### 1. Le VAR sur des données américaines

Les anticipations par les marchés de la politique monétaire américaine peuvent biaiser nos résultats. Tillman et *al.* (2019) évoquent que les mesures adoptées par la Fed ont pu être anticipées. Le taux fantôme ne capte alors plus vraiment les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle dans la mesure où ces effets se sont déjà produits lorsque les agents l'ont anticipé. Pour cela, nous utilisons une méthodologie permettant d'extraire la composante non anticipée.

Notre méthodologie s'appuie sur l'étude des effets de la politique monétaire américaine non anticipée sur les émergents. Pour ce faire, et pour pouvoir capter au mieux les conséquences de la surprise monétaire, nous adoptons une estimation en deux étapes (Bhattarai et *al.* (2015)).

La première étape consiste à estimer un VAR se concentrant sur les États-Unis. De ce

fait, l'étude de ce modèle nous permettra d'en retirer la « surprise »<sup>57</sup> monétaire due à l'intervention de la banque centrale américaine. Cette composante de « surprise » monétaire, non anticipée par les agents, sera ensuite introduite dans un modèle en panel à effets fixes pays sur des données relatives aux pays émergents. Celui-ci comprendra dans les variables exogènes cet indicateur de « surprise » monétaire inhérent à la politique monétaire de la Fed.

L'objectif est ici d'estimer un VAR sur des données américaines et d'en extraire le choc monétaire (les innovations sur le taux fantôme de Wu et Xia (2016)). En effet, les modèles VAR se présentent comme un système d'équations simultanées où chaque variable est considérée comme endogène dans une équation et exogène dans l'ensemble du système. Par exemple, prenons un VAR ayant trois variables ( $X$ ,  $Y$  et  $Z$ ) et 1 retard, celui-ci, dans sa forme développée en système se présentera comme suit :

$$\begin{cases} X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Z_{t-1} + \varepsilon_{t,1} \\ Y_t = \beta_4 X_{t-1} + \beta_5 Y_{t-1} + \beta_6 Z_{t-1} + \varepsilon_{t,2} \\ Z_t = \beta_7 X_{t-1} + \beta_8 Y_{t-1} + \beta_9 Z_{t-1} + \varepsilon_{t,3} \end{cases}$$

Si notre dernière équation  $Z_t$  correspond à la politique monétaire, et plus précisément dans notre exemple au taux fantôme, le résidu noté  $\varepsilon_3$  est la partie de la politique monétaire qui n'est pas expliquée par nos trois variables exogènes de cette troisième équation. Nous allons donc prélever ce résidu qui va correspondre à la surprise monétaire. L'utilisation d'une telle méthode est connue dans la littérature sur la politique monétaire conventionnelle. Il est en effet aisé d'en extraire des chocs de politique monétaire discrétionnaire, qui ne seraient par définition pas annoncés par la banque centrale. La littérature a utilisé une telle méthode dans le cadre du QE. Bhattarai et *al.* (2015) utilisent les détentions d'actifs de long terme au bilan de la Fed. Ce faisant, ils isolent la partie des achats de l'autorité monétaire qui n'est pas expliquée par le VAR structurel qu'ils développent. Le résidu, qu'ils ajoutent ensuite dans un VAR en panel sur les pays émergents peut être expliqué comme la partie de la politique monétaire non conventionnelle qui est discrétionnaire. Des auteurs comme Tillman et *al.* (2019) ont utilisé le taux fantôme comme indicateur et en ont extrait la « surprise » monétaire, conformément à leur appellation. Il peut être légitime de se demander quelle serait vraiment cette partie non anticipée, sachant que la Fed annonce à l'avance ses grandes orientations. Toutefois, elle ne donne pas les détails de ses opérations. En effet, même si le FOMC communique sur le montant des achats, certaines données ne sont pas divulguées. Par exemple, nous ne connaissons pas toujours la date et l'ampleur de l'intervention (Fratzscher et *al.* (2018)). De plus, lorsque les titres que la banque centrale a acquis arrivent à échéance, ceux-ci sont réinvestis en plus des achats annoncés par la banque centrale. Une autre justification de l'utilisation d'une telle méthodologie tient au fait que le résidu représente la partie plus ou moins accommodante de la politique monétaire. Dans notre analyse, en prenant en compte le

---

57. Selon la terminologie de Tillman et *al.* (2019).

taux fantôme, un résidu positif est expliqué par le fait que la banque centrale a mené une politique monétaire moins expansionniste que ce que le modèle le prévoit. Inversement, un résidu négatif peut traduire le fait que la banque centrale a mené une politique plus expansionniste que le modèle ne le prévoit.

## 2. Le modèle et les données

Le VAR portant sur la structure américaine retient un certain nombre de variables mensuelles entre décembre 2006 et mars 2018. Un tel échantillon temporel nous permet d'augmenter le nombre d'observations et de donner plus de robustesse à notre estimation. Notre équation reprend les indicateurs que la banque centrale peut utiliser pour émettre ses orientations de politique monétaire et les variables sur lesquelles elle agit. Comme chez Bhattarai et *al.* (2015), elle comprend le logarithme de l'indice de production industrielle (*indpro*) qui synthétise la croissance de la production du pays sur des données ayant une fréquence mensuelle. Nous considérons aussi l'indice des prix à la consommation (« *Private Consumption Expenditure* ») comme synthèse de l'inflation (*pcepi* en logarithme). Cet indicateur est utilisé par la Fed comme cible d'inflation. Enfin, nous ajoutons à notre modèle le rendement souverain sur les bons du Trésor américains à échéance 10 ans (*gs10*) ainsi que le logarithme de l'indice actions S&P500 (*sp500*) permettant de traduire les effets financiers de la politique monétaire.

L'estimation de ce VAR, contrairement à Bhattarai et *al.* (2015), prend en compte le taux fantôme (*shadow* dans le modèle) au lieu des actifs de long terme au bilan de la banque centrale. Cela nous permet de considérer à la fois la politique monétaire de QE et l'instrument conventionnel. En effet, notre période d'étude de 2009 à 2017 comprend des phases où l'instrument conventionnel est au-dessus de zéro (à partir de décembre 2015). Les tests de stationnarité sont présentés en annexe dans le tableau B.1 page 281.

Toutes nos variables sont issues du site de la Réserve fédérale américaine<sup>58</sup>.

Contrairement à un certain nombre d'articles de la littérature comme Uhlig (2005), nous ne présentons pas de VAR structurel imposant des restrictions sur les signes des coefficients. Cette méthode peut paraître intéressante puisqu'elle permet de contraindre le modèle à réagir dans le sens donné par la théorie sans pour autant contraindre la valeur des coefficients de réaction. Cependant, cela peut aussi biaiser les résultats en faisant apparaître d'autres contraintes de signes sur d'autres variables (Arias et *al.* (2014)).

Notre modèle se présente dans sa forme réduite comme suit :

$$Y_t = B_0 + B(L)Y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec  $B(L)$  le polynôme de l'opérateur retard. Le vecteur  $Y_t$  reprend, en variation, dans cet ordre nos variables suivantes : le logarithme de l'indice de production industrielle (*indpro*), le logarithme de l'inflation (*pcepi*), le taux fantôme (*shadow*), le rendement des titres souverains (*gs10*) et le logarithme de l'indice des marchés financiers américains

58. <https://fred.stlouisfed.org>.

(*sp500*). L'ordre des variables est primordial, car nous allons utiliser une décomposition à la Cholesky imposant des contraintes entre les variables. Ainsi, les variables sont classées par ordre croissant d'exogénéité au choc contemporain des variables les précédant. Cela signifie par exemple que la production industrielle n'est pas touchée par un choc contemporain sur le rendement souverain. Cependant, l'indice de production industrielle souffrira d'impacts lors de la période suivante. Inversement, le rendement souverain sera sensible aux chocs contemporains visant toutes les variables, exception faite de celle classée ensuite : l'indice des marchés financiers (*sp500*).

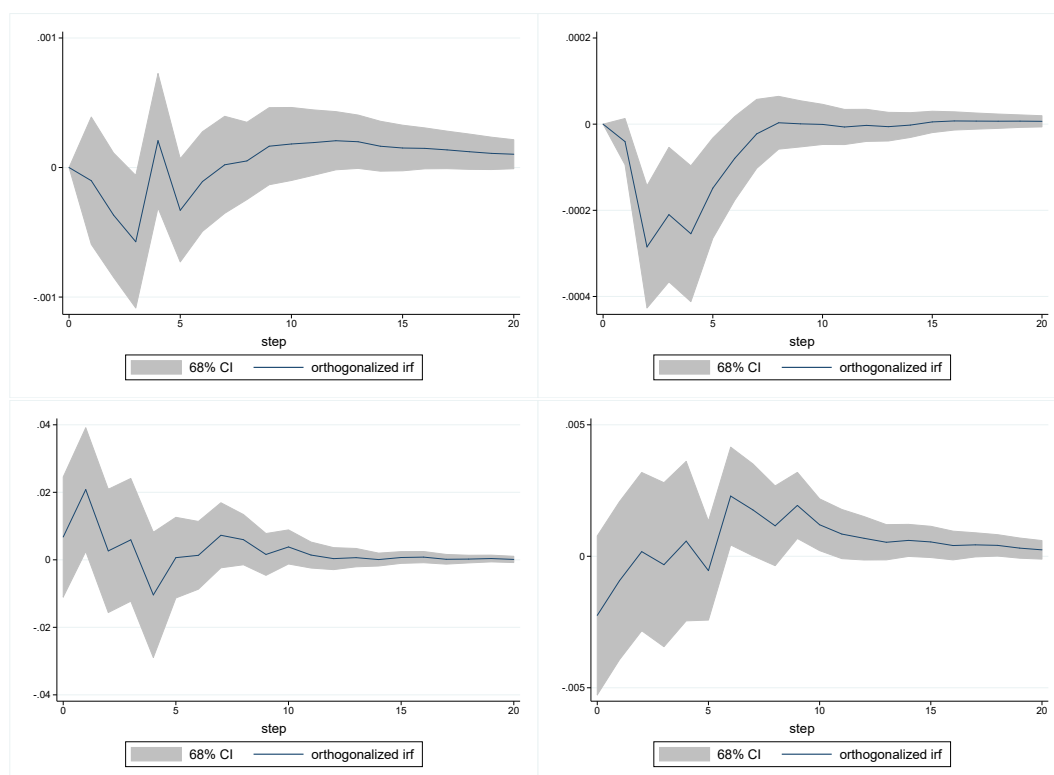
L'identification récursive des chocs a été utilisée dans le cadre de la politique monétaire non conventionnelle par la littérature, par exemple Chen et *al.* (2015) ou encore Meinusch et Tillmann (2016).

En tant que tel, le modèle présente un « price puzzle » (Sims (1992)). Les chocs restrictifs de la politique monétaire conventionnelle font augmenter le taux d'inflation ce qui n'est pas conforme à la théorie économique. Sims (1992) propose alors d'ajouter les prix des matières premières pour faire disparaître ces effets énigmatiques. Le fait d'inclure une telle série de prix permet d'ajouter de l'information vis-à-vis de l'inflation anticipée et permet de prendre en compte les chocs d'offre (Balke et Emery (1994)). Cette méthode ne nous permet pas de faire disparaître cette incohérence. Romer et Romer (2004) quant à eux préconisent une estimation de la règle de Taylor suivie par la banque centrale. Or, notre cadre d'analyse ne permet pas une telle approche puisqu'elle devrait prendre en compte les instruments non conventionnels. Nous utilisons donc une troisième méthode préconisée par Estrella (2015). Celui-ci montre qu'en ajoutant une contrainte au VAR sur le coefficient relatif aux effets contemporains de la politique monétaire conventionnelle sur l'indice des prix, le « price puzzle » disparaît. Nous répliquons cette contrainte, mais avec notre taux fantôme.

Nous estimons notre modèle avec 4 retards, c'est à dire quatre mois, comme le préconisent les critères AIC.

Les fonctions de réaction, suivant une décomposition à la Choleski, sont présentées dans la figure 4.

FIGURE 4 – Fonctions de réaction suite à un choc du taux fantôme d'une unité d'écart-type

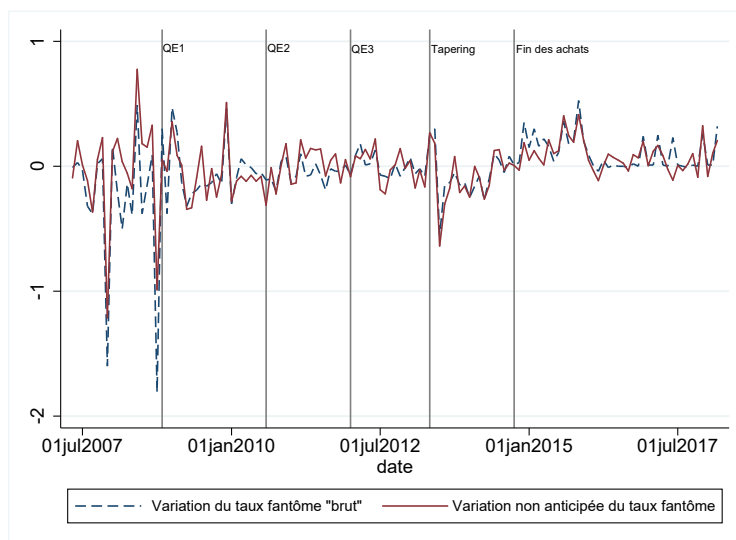


Dans l'ordre sur : Le taux de croissance de l'indice de production industrielle (en haut à gauche), le taux croissance de l'inflation (en haut à droite), la variation du rendement souverain (en bas à gauche) et le taux de croissance de l'indice actions S&P500 (en bas à droite).

Nous observons qu'un choc de politique monétaire restrictif autrement dit relevant d'une augmentation du taux fantôme, entraîne une diminution significative du taux de croissance de l'indice de production industrielle ainsi qu'une diminution du taux de croissance de l'inflation conformément à la théorie économique. Ce même choc entraînerait une augmentation du taux de rendement des obligations souveraines conformément à la théorie de la courbe des taux. Enfin, nous observons une diminution du taux de croissance de l'indice actions même si celle-ci est peu significative.

Cette analyse des fonctions de réaction nous permet d'extraire les résidus. La figure 5 présente la représentation graphique de cette série estimée comparée au taux fantôme de Wu et Xia (2016) que nous appelons brut. Rappelons que si le résidu est négatif, cela signifie qu'une partie négative de la variation du taux fantôme n'a pas été expliquée par les variables retenues. La politique monétaire est donc plus expansionniste que ce que le modèle prévoit. Ainsi, nous observons que sur l'année 2009, la politique monétaire a été plus expansionniste qu'attendu (signe négatif). De même, pour la deuxième partie de 2013. Inversement, à partir de 2015 et en 2016, la politique monétaire aurait été plus restrictive par rapport aux prédictions du modèle.

FIGURE 5 – Évolution des variations du taux fantôme et de la surprise monétaire entre 2007 et 2018



Données : Wu et Xia (2016) et estimations auteur

De plus, ce graphique nous permet de comparer les variations de la politique monétaire de la Fed à celles non anticipées. Nous observons que les variations non anticipées de la politique monétaire suivent celles du taux fantôme « brut ». Cela signifie que la politique monétaire menée par la Fed a été peu anticipée par les agents d’après les estimations de notre modèle. De ce fait, l’écart entre les variations du taux brut et les variations non anticipées du taux fantôme représente la composante anticipée des variations de la politique monétaire de la Fed.

## B. Les résultats

Nous réestimons notre panel à effets fixes et ses 3 spécifications (sans annonce, avec annonces, avec contraintes à l’ouverture financière) en remplaçant les variations du taux fantôme « brut » ( $\Delta shad$ ) par les variations non anticipées ou « surprises » monétaires (*surprise*) que nous avons estimées dans le modèle VAR précédent.

### 1. Sur toute la période

Le tableau 10 présente les résultats de l’estimation de notre panel à effets fixes pays en prenant en compte comme variable de politique monétaire les variations du taux fantôme non anticipées. Nos résultats sont conformes à notre première analyse (tableaux 2 page 88 et 3 page 89) où nous considérons les variations du taux fantôme « brut ». Une diminution non anticipée du taux fantôme, conséquence d’une politique monétaire plus accommodante, a pour effets une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents (*Stock*), une diminution du taux de croissance des rendements souverains émergents ( $10y$ ), des pressions à l’appréciation des monnaies émergentes (*Er*) et aux entrées de capitaux (*kfmp*). Nous observons toutefois que la partie non anticipée de la variation

de notre indicateur de politique monétaire a des effets presque deux fois moins importants (-0.0435 pour le taux de croissance des actions dans le tableau 3 page 89 contre -0.0274 dans le tableau 10 prenant en compte la surprise monétaire par exemple). Néanmoins, la significativité des coefficients nous laisse penser que la composante de « surprise » monétaire, inhérente au QE ou à la politique monétaire conventionnelle, a des effets de report sur les pays émergents et sur toutes nos variables d'intérêt. Ce résultat est d'autant plus intéressant qu'il signifie que les actions menées par la Fed, même lorsqu'elles ne sont pas clairement annoncées, ont des conséquences non négligeables sur les pays émergents.

Nous observons aussi que le reste de nos résultats est robuste à cette variable de politique monétaire américaine. Les annonces présentent les mêmes signes, la même significativité et la même ampleur dans les coefficients. Seules les annonces relevant de la normalisation de la politique monétaire en 2017 perdent leur significativité.

Comme dans notre première section avec le taux fantôme « brut », il n'y a que les mesures visant les sorties de capitaux qui sont significatives pour diminuer les pressions sur l'indice actions et le taux de change. Ces contraintes découragent les agents à placer sur les marchés actions émergents puisque les capitaux seraient plus difficilement rapatriables.

TABLE 10 – Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
<i>surprise</i>	-0.0329*** (0.00994)	0.0405*** (0.0108)	0.0274*** (0.00466)	0.0982*** (0.0185)	-0.0290*** (0.0104)	0.0370*** (0.0108)	0.0251*** (0.00480)	0.0859*** (0.0185)	-0.0274** (0.0112)	0.0359*** (0.0116)	0.0244*** (0.00543)	0.0766*** (0.0194)
<i>anQE1</i>					0.0133* (0.00744)	-0.0203** (0.00842)	-0.00847** (0.00432)	-0.0439*** (0.0149)	0.00982 (0.00826)	-0.0167* (0.00862)	-0.00655 (0.00441)	-0.0447*** (0.0159)
<i>anQE2</i>					-0.00362 (0.00691)	0.0123** (0.00561)	0.00659 (0.00416)	-0.0129 (0.0157)	-0.000989 (0.00738)	0.0138** (0.00564)	0.00554 (0.00453)	-0.0128 (0.0158)
<i>anQE3</i>					0.0179*** (0.00482)	0.0135** (0.00642)	-0.00682** (0.00315)	-0.0361** (0.0149)	0.0214*** (0.00543)	0.0140** (0.00699)	-0.00987*** (0.00324)	-0.0373** (0.0150)
<i>anTaper</i>					-0.0187*** (0.00484)	0.0334*** (0.00645)	0.0127*** (0.00245)	0.0402*** (0.00929)	-0.0158*** (0.00532)	0.0326*** (0.00697)	0.0104*** (0.00272)	0.0388*** (0.00963)
<i>anNorm</i>					0.00477 (0.00479)	-0.00345 (0.00675)	0.00294 (0.00399)	0.000918 (0.0124)	-	-	-	-
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0233** (0.00913)	0.0126 (0.0103)	0.0188*** (0.00485)	0.0451** (0.0175)	-0.0271*** (0.00917)	0.0156 (0.0102)	0.0205*** (0.00484)	0.0551*** (0.0173)	-0.0202** (0.0103)	0.00544 (0.0109)	0.0139*** (0.00509)	0.0381** (0.0186)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0807 (0.0716)	0.279*** (0.0632)	0.0950*** (0.0348)	0.332** (0.130)	-0.0922 (0.0741)	0.282*** (0.0634)	0.0998*** (0.0341)	0.360*** (0.131)	-0.0784 (0.0826)	0.301*** (0.0719)	0.115*** (0.0361)	0.339** (0.142)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.00812 (0.0341)	-0.0462 (0.0296)	-0.0136 (0.0182)	-0.0671 (0.0578)	-0.00612 (0.0336)	-0.0583** (0.0294)	-0.0151 (0.0181)	-0.0765 (0.0584)	0.00177 (0.0401)	-0.0603* (0.0336)	-0.0193 (0.0222)	-0.0673 (0.0665)
$\Delta \ln(pr)$	0.0954 (0.0627)	0.0645 (0.0569)	-0.00961 (0.0221)	-0.169 (0.139)	0.0888 (0.0622)	0.0842 (0.0563)	-0.00181 (0.0219)	-0.155 (0.139)	0.124* (0.0728)	0.00392 (0.0653)	-0.0459** (0.0204)	-0.247 (0.157)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.00329 (0.00364)	-0.00762** (0.00351)	-0.00211 (0.00221)	-0.00909 (0.00679)	-0.00193 (0.00365)	-0.00861** (0.00357)	-0.00263 (0.00212)	-0.0144** (0.00664)	-0.00129 (0.00420)	-0.00892** (0.00367)	-0.00361 (0.00235)	-0.0165** (0.00718)
<i>ikr</i>									-0.00476 (0.0287)	0.0167 (0.0241)	-0.00804 (0.0160)	-0.0135 (0.0493)
<i>okr</i>									-0.107*** (0.0380)	0.0402 (0.0321)	0.0867*** (0.0225)	0.0155 (0.0704)
<i>rcfx</i>									-0.00774 (0.00860)	-0.00485 (0.00669)		0.00466 (0.0182)
Observations	1,414	1,402	1,414	1,286	1,414	1,402	1,414	1,286	1,014	1,002	1,014	1,014
R-squared	0.019	0.029	0.031	0.033	0.034	0.061	0.050	0.058	0.044	0.081	0.072	0.061
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.0118	0.951	0.1812	0.0153	0.0126	0.9328	0.1618	0.0225	0.0159	0.4151	0.026	0.0778
NW	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



## **2. La période expansionniste**

### **a. Le QE1**

Les mesures non conventionnelles de la politique monétaire américaine durant le QE1 (février 2009 - juillet 2010) ont des effets de report sur les pays émergents (tableau 12). Néanmoins, contrairement à notre étude avec le taux fantôme « brut » (tableau 4 page 91), les effets ne sont significatifs que pour expliquer des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et aux entrées de capitaux. Les taux de variation des indices actions et des rendements émergents ne sont pas significativement touchés. Nous pouvons l'interpréter par le fait que seule la composante anticipée de la politique monétaire non conventionnelle a eu des effets par le biais des achats de la Fed. Le fait que la banque centrale américaine a mené une politique plus ou moins accommodante que prévu n'a pas de conséquences sur les marchés financiers émergents.

La mise en place de contrôles de capitaux sortants présente des résultats robustes à cette spécification. Elles permettent de restreindre l'appréciation des indices actions émergents (-0,179 dans le tableau 12 page suivante et -0,149 dans le tableau 4 page 91).

TABLE 12 – Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
<i>surprise</i>	-0.0207 (0.0223)	-0.00523 (0.0231)	0.0336*** (0.0100)	0.113*** (0.0336)	-0.0153 (0.0215)	0.00401 (0.0218)	0.0324*** (0.00984)	0.125*** (0.0354)	-0.0147 (0.0218)	-0.000530 (0.0211)	0.0323*** (0.0101)	0.123*** (0.0355)
<i>anQE1</i>					-0.01000 (0.0160)	-0.0180 (0.0144)	0.00218 (0.00730)	-0.0215 (0.0246)	-0.0151 (0.0166)	-0.0143 (0.0149)	0.00483 (0.00773)	-0.0198 (0.0246)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.142*** (0.0410)	-0.00578 (0.0317)	0.0590*** (0.0189)	0.0710 (0.0673)	-0.132*** (0.0447)	0.0117 (0.0322)	0.0568*** (0.0191)	0.0933 (0.0765)	-0.125*** (0.0452)	0.0149 (0.0328)	0.0561*** (0.0207)	0.0901 (0.0761)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0758 (0.164)	0.191 (0.140)	0.115 (0.0784)	0.117 (0.289)	-0.0366 (0.186)	0.261* (0.157)	0.106 (0.0794)	0.202 (0.329)	-0.0531 (0.192)	0.289* (0.162)	0.122 (0.0847)	0.207 (0.330)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0261 (0.0851)	0.0117 (0.0732)	-0.00897 (0.0345)	0.00352 (0.134)	0.0183 (0.0839)	-0.00157 (0.0698)	-0.00726 (0.0349)	-0.0139 (0.143)	0.0305 (0.0843)	-0.0203 (0.0697)	-0.0104 (0.0360)	-0.0153 (0.142)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0775 (0.164)	0.0418 (0.0923)	0.0342 (0.0431)	-0.0746 (0.128)	-0.0686 (0.164)	0.0570 (0.0911)	0.0322 (0.0435)	-0.0568 (0.131)	-0.0581 (0.167)	0.0689 (0.0921)	0.0301 (0.0448)	-0.0552 (0.132)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0456*** (0.0122)	-0.00191 (0.0122)	0.0196*** (0.00532)	0.0432** (0.0206)	-0.0519*** (0.0175)	-0.0133 (0.0164)	0.0209*** (0.00699)	0.0296 (0.0258)	-0.0472** (0.0185)	-0.0120 (0.0173)	0.0195** (0.00767)	0.0275 (0.0266)
<i>ikr</i>									-0.0236 (0.152)	0.117 (0.103)	-0.0302 (0.0589)	0.000513 (0.181)
<i>okr</i>									-0.179** (0.0846)	0.0765 (0.0758)	0.0848 (0.0567)	0.0796 (0.111)
<i>rcfx</i>									-	-		-
Observations	210	198	210	195	210	198	210	195	195	183	195	195
R-squared	0.143	0.034	0.141	0.085	0.145	0.043	0.141	0.089	0.158	0.061	0.165	0.090
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.3318	0.137	0.1619	0.5637	0.4627	0.1181	0.1555	0.6396	0.4172	0.2525	0.1334	0.5783
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## **b. Le QE2**

Lorsque nous considérons les effets de la politique monétaire non conventionnelle qui n'est pas anticipée (tableau 13), les résultats renforcent nos conclusions principales sur le QE2 (tableau 5 page 93). Nous observons toujours des effets différents entre les marchés actions et obligataires émergents pour les deux premières spécifications. Les coefficients présentent des valeurs légèrement moins importantes (0,0554 pour les marchés actions dans le cadre de la surprise monétaire contre 0,105 quand nous considérons les variations « brutes » dans le tableau 5 page 93). Cela signifie que même lorsque les mesures ne sont pas anticipées, elles présentent les mêmes conséquences pour les pays émergents. Néanmoins, quand la politique monétaire est plus expansionniste que prévu, elle explique des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes pouvant laisser présager des retraits de capitaux dans les pays émergents considérés. Ce résultat est d'autant plus intéressant que les variations du taux fantôme « brut » ne sont pas significatives pour expliquer les variations du taux de change. Cela peut s'entendre dans la mesure où ce degré d'expansionnisme plus élevé peut être traduit par un signal négatif sur la conjoncture économique américaine.

L'adoption de contraintes aux mouvements de capitaux sortants du pays émergent entraîne toujours des effets de report significatifs sur le taux de croissance de l'indice actions. La mise en place d'un régime de change fixe n'a néanmoins plus d'effet sur les marchés actions. Nos résultats vis-à-vis d'une telle politique sont robustes en ce qui concerne le rendement souverain. Enfin, cela entraînerait des pressions aux sorties de capitaux, mais ce dernier résultat est peu significatif.

TABLE 13 – Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
<i>surprise</i>	0.0238 (0.0269)	0.0509** (0.0238)	-0.0245* (0.0140)	-0.00336 (0.0532)	0.0554* (0.0298)	0.0754*** (0.0272)	-0.0297** (0.0146)	-0.0413 (0.0542)	0.0612* (0.0312)	0.0612** (0.0285)	-0.0322** (0.0153)	-0.0483 (0.0555)
<i>anQE2</i>					0.0242*** (0.00796)	0.0188*** (0.00712)	-0.00402 (0.00408)	-0.0291* (0.0155)	0.0248*** (0.00841)	0.0182** (0.00727)	-0.00392 (0.00434)	-0.0293* (0.0157)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0725*** (0.0242)	-0.00525 (0.0182)	0.0458*** (0.0113)	0.117** (0.0480)	-0.0937*** (0.0253)	-0.0217 (0.0188)	0.0494*** (0.0113)	0.143*** (0.0473)	-0.0903*** (0.0264)	-0.0170 (0.0192)	0.0510*** (0.0121)	0.142*** (0.0475)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.334*** (0.100)	0.239*** (0.0736)	0.193*** (0.0411)	0.604*** (0.230)	-0.339*** (0.102)	0.235*** (0.0709)	0.194*** (0.0414)	0.610*** (0.229)	-0.316*** (0.106)	0.241*** (0.0742)	0.205*** (0.0423)	0.607*** (0.228)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0984 (0.0673)	0.00270 (0.0563)	-0.0965*** (0.0335)	-0.195 (0.127)	0.117* (0.0667)	0.0172 (0.0551)	-0.0996*** (0.0341)	-0.216* (0.129)	0.129* (0.0694)	0.0175 (0.0574)	-0.113*** (0.0350)	-0.221* (0.129)
$\Delta \ln(pr)$	0.206* (0.106)	-0.0928 (0.130)	-0.0369 (0.0277)	-0.240 (0.281)	0.215** (0.106)	-0.0859 (0.110)	-0.0383 (0.0281)	-0.259 (0.279)	0.214** (0.106)	-0.102 (0.117)	-0.0411 (0.0293)	-0.264 (0.279)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0232*** (0.00716)	-0.0159*** (0.00517)	-0.0207*** (0.00397)	-0.0531*** (0.0140)	0.0292*** (0.00681)	-0.0112** (0.00478)	-0.0217*** (0.00384)	-0.0604*** (0.0140)	0.0308*** (0.00722)	-0.0132*** (0.00477)	-0.0231*** (0.00405)	-0.0610*** (0.0141)
<i>ikr</i>									0.107 (0.0768)	0.0551 (0.0583)	0.00541 (0.0457)	9.00e-05 (0.156)
<i>okr</i>									-0.164** (0.0764)	-0.00757 (0.0605)	0.108 (0.0735)	0.163 (0.141)
<i>refx</i>									-0.0260 (0.0203)	-0.0563*** (0.0125)		0.0679* (0.0358)
Observations	336	336	336	312	336	336	336	312	312	312	312	312
R-squared	0.100	0.079	0.169	0.094	0.122	0.098	0.171	0.102	0.127	0.112	0.186	0.104
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.4122	0.1098	0.0093	0.7849	0.3533	0.0628	0.013	0.7823	0.4786	0.0741	0.0185	0.9502
NW	No	No	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### c. Le QE3

Les interventions de la Fed qui n'ont pas été anticipées par les marchés n'ont pas eu d'effet significatif robuste sur nos variables d'intérêt (tableau 14). En effet, si nos estimations montrent des pressions à l'augmentation des indices actions, à l'appréciation des monnaies émergentes et aux entrées nettes de capitaux, la prise en compte des annonces et des mesures contraignant l'ouverture financière annulent ces résultats.

Contrairement à nos estimations prenant en compte les variations du taux fantôme « brut » (tableau 6 page 95), les annonces ont ici des conséquences et expliquent des pressions à l'augmentation des rendements souverains. Cela signifie que les prix des obligations souveraines ont diminué les mois où la Fed a communiqué sur sa politique monétaire.

En considérant la surprise monétaire, les mesures de protectionnisme financier n'ont eu aucun effet sur nos variables d'intérêt.

TABLE 14 – Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
<i>surprise</i>	-0.0772** (0.0330)	0.0127 (0.0455)	0.0286* (0.0154)	0.212*** (0.0733)	-0.0563 (0.0367)	0.0712 (0.0510)	0.0199 (0.0233)	0.135 (0.0908)	-0.0524 (0.0323)	0.0832 (0.0541)	0.0234 (0.0253)	0.135 (0.0906)
<i>anQE3</i>					0.00855 (0.00750)	0.0238** (0.0102)	-0.00351 (0.00555)	-0.0311 (0.0198)	0.00689 (0.00852)	0.0259** (0.0106)	-0.00261 (0.00596)	-0.0289 (0.0196)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0105 (0.0173)	0.135*** (0.0264)	0.0128 (0.0109)	-0.0168 (0.0305)	-0.0220 (0.0206)	0.103*** (0.0300)	0.0176 (0.0130)	0.0248 (0.0362)	-0.0170 (0.0230)	0.106*** (0.0315)	0.0152 (0.0138)	0.0199 (0.0368)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.455* (0.261)	0.851** (0.399)	0.176 (0.139)	1.166** (0.487)	-0.483* (0.263)	0.773* (0.397)	0.188 (0.136)	1.266*** (0.479)	-0.384 (0.265)	0.833** (0.421)	0.173 (0.146)	1.241*** (0.479)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0236 (0.0481)	-0.0961 (0.0637)	-0.0465* (0.0255)	0.0895 (0.101)	0.0176 (0.0483)	-0.113* (0.0650)	-0.0440* (0.0264)	0.114 (0.101)	0.0135 (0.0490)	-0.138** (0.0611)	-0.0416 (0.0259)	0.114 (0.101)
$\Delta \ln(pr)$	-0.101 (0.0801)	0.297*** (0.111)	-0.0707 (0.0451)	-0.235 (0.192)	-0.0913 (0.0813)	0.324*** (0.107)	-0.0747 (0.0458)	-0.263 (0.180)	-0.0686 (0.0798)	0.348*** (0.108)	-0.0822* (0.0460)	-0.261 (0.171)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0533*** (0.00889)	-0.0148 (0.0140)	0.0172*** (0.00635)	0.0651*** (0.0229)	-0.0445*** (0.00954)	0.00998 (0.0169)	0.0136 (0.00830)	0.0330 (0.0301)	-0.0487*** (0.0102)	0.00800 (0.0170)	0.0165* (0.00914)	0.0353 (0.0306)
<i>ikr</i>									0.0282 (0.0554)	-0.0698 (0.0652)	0.0293 (0.0345)	1.55e-05 (0.106)
<i>okr</i>									-0.100 (0.0627)	0.179 (0.145)	0.0705 (0.0492)	-0.215 (0.202)
<i>rcfx</i>									-0.0118 (0.0185)	-0.00342 (0.0130)		0.0312 (0.0239)
Observations	126	126	126	117	126	126	126	117	117	117	117	117
R-squared	0.271	0.251	0.151	0.174	0.278	0.279	0.155	0.198	0.293	0.318	0.188	0.212
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.4954	0.4371	0.9111	0.5169	0.4651	0.5268	0.9916	0.5604	0.0938	0.0181	0.8643	0.5466
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### d. Le *Tapering*

Comme dans les conclusions que nous présentons dans le tableau 7 page 97, prenant en compte le taux fantôme « brut », la surprise monétaire durant le *Tapering* a eu des effets significatifs sur l'indice actions (tableau 15). Ces conséquences sont supérieures quand la politique monétaire n'est pas anticipée (0,0789 en considérant la surprise monétaire dans le tableau 15 page suivante contre 0,0535 en considérant le taux fantôme « brut » dans le tableau 7 page 97). Ainsi, les mesures plus expansionnistes, non anticipées par les agents, ont plus d'effets de report au cours de cet épisode de ralentissement graduel. La diminution du rythme des achats de la Fed non annoncée (augmentation de la variable « *surprise* ») a alors pour effets d'entraîner des pressions à l'appréciation des indices actions et des monnaies émergentes.

Les annonces relatives au *Tapering* ont les mêmes effets que dans nos résultats principaux.

De plus, nous observons une certaine robustesse de nos résultats préalables vis-à-vis des rendements souverains émergents.

TABLE 15 – Effets des variations des surprises du taux fantôme, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt, *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
<i>surprise</i>	0.0188 (0.0156)	0.0350 (0.0292)	0.00306 (0.00834)	0.0151 (0.0346)	0.0768*** (0.0196)	-0.0292 (0.0299)	-0.0235** (0.00973)	-0.0696* (0.0390)	0.0789*** (0.0207)	-0.0338 (0.0315)	-0.0253** (0.0104)	-0.0625 (0.0383)
<i>anTaper</i>					-0.0357*** (0.00808)	0.0395*** (0.0118)	0.0163*** (0.00394)	0.0520*** (0.0153)	-0.0395*** (0.00848)	0.0484*** (0.0132)	0.0177*** (0.00434)	0.0531*** (0.0159)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0384 (0.0243)	0.0576* (0.0338)	0.0121 (0.0125)	0.0809* (0.0433)	-0.0800*** (0.0266)	0.104*** (0.0389)	0.0311** (0.0138)	0.142*** (0.0498)	-0.0867*** (0.0284)	0.104** (0.0423)	0.0329** (0.0149)	0.130*** (0.0502)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-1.074*** (0.229)	1.064*** (0.303)	0.436*** (0.119)	1.231*** (0.457)	-1.441*** (0.247)	1.469*** (0.337)	0.603*** (0.128)	1.767*** (0.483)	-1.479*** (0.261)	1.432*** (0.362)	0.630*** (0.137)	1.629*** (0.489)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.176** (0.0867)	-0.0374 (0.0859)	0.0656* (0.0376)	0.0131 (0.0920)	-0.121 (0.0844)	-0.0990 (0.0853)	0.0401 (0.0354)	-0.0667 (0.102)	-0.108 (0.0878)	-0.128 (0.0903)	0.0362 (0.0372)	-0.0813 (0.105)
$\Delta \ln(pr)$	-0.00805 (0.135)	0.0181 (0.175)	-0.0378 (0.0591)	-0.269 (0.203)	-0.0553 (0.131)	0.0703 (0.171)	-0.0162 (0.0586)	-0.204 (0.209)	-0.0111 (0.129)	0.0534 (0.176)	-0.0249 (0.0600)	-0.213 (0.207)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0249*** (0.00898)	0.00200 (0.0114)	-0.00788* (0.00465)	-0.00449 (0.0147)	0.0457*** (0.0105)	-0.0209* (0.0126)	-0.0174*** (0.00536)	-0.0345** (0.0174)	0.0468*** (0.0109)	-0.0231* (0.0132)	-0.0186*** (0.00574)	-0.0332* (0.0173)
<i>ikr</i>									0.294 (0.325)	-0.857** (0.393)	-0.135 (0.143)	-0.00245 (0.602)
<i>okr</i>									-0.818 (0.577)	1.089* (0.591)	0.177 (0.112)	0.399 (0.649)
<i>rcfx</i>									-0.0177 (0.0165)	0.0530* (0.0284)		0.0813 (0.0512)
Observations	252	252	252	234	252	252	252	234	234	234	234	234
R-squared	0.135	0.100	0.107	0.058	0.198	0.139	0.157	0.103	0.220	0.184	0.165	0.121
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.8904	0.0121	0.1159	0.0652	0.5344	0.0932	0.5896	0.1118	0.6248	0.0863	0.6707	0.113
NW	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



### 3. La remontée des taux

Les surprises monétaires inhérentes à la remontée des taux d'intérêt directeurs de la Fed (tableau 16) ont eu plus d'effets que les variations brutes du taux fantôme (tableau 8 page 99). Elles ont entraîné une diminution du taux de croissance des indices actions émergents, une augmentation du taux de croissance des rendements souverains ainsi que des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux sorties de capitaux. Nous pouvons expliquer cela par le fait qu'en rehaussant son taux de court terme, les placements américains sont relativement plus rémunérateurs pour un risque moindre. Il y a donc pu y avoir une réallocation de portefeuille entre les pays émergents et les États-Unis. Ces coefficients sont d'ailleurs supérieurs à toutes nos régressions prenant en compte la surprise monétaire dans cette section. Nous pouvons donc penser que le retour à la politique monétaire conventionnelle a eu plus d'effets de report sur notre échantillon que la politique de QE. Cela nous permet aussi de conclure quant à la sortie des politiques monétaires non conventionnelles. Nous établissons l'importance de la communication des mesures pour limiter les effets de report, et plus précisément ici les reflux de capitaux.

De plus, les communications relatives à la normalisation du bilan de la Fed ont entraîné des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes ce qui renforce le point précédent même si le coefficient, proche de zéro, n'est que peu significatif.

TABLE 16 – Effets des variations des surprises du taux fantôme et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
<i>surprise</i>	-0.103*** (0.0263)	0.103** (0.0446)	0.0855*** (0.0225)	0.289*** (0.0623)	-0.104*** (0.0269)	0.102** (0.0438)	0.0939*** (0.0216)	0.296*** (0.0643)
<i>anNorm</i>					-0.000699 (0.00585)	-0.00165 (0.00872)	0.00943* (0.00489)	0.00707 (0.0170)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0586*** (0.0212)	0.0773** (0.0349)	0.0648*** (0.0155)	0.145*** (0.0463)	-0.0579*** (0.0219)	0.0790** (0.0378)	0.0551*** (0.0157)	0.137*** (0.0522)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.0901 (0.163)	0.0200 (0.245)	-0.0743 (0.109)	0.0543 (0.311)	-0.0845 (0.167)	0.0332 (0.250)	-0.150 (0.106)	-0.0191 (0.359)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.00763 (0.0537)	-0.0918 (0.0643)	-0.0353 (0.0324)	-0.161* (0.0963)	-0.00821 (0.0537)	-0.0932 (0.0655)	-0.0274 (0.0314)	-0.154 (0.0973)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0381 (0.0764)	0.317*** (0.116)	0.119** (0.0545)	0.115 (0.146)	-0.0385 (0.0767)	0.316*** (0.116)	0.124** (0.0536)	0.113 (0.146)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.000906 (0.00832)	-0.0185 (0.0152)	-0.0105* (0.00615)	-0.0279 (0.0173)	-0.000835 (0.00828)	-0.0183 (0.0151)	-0.0115* (0.00600)	-0.0297* (0.0179)
Observations	308	308	308	272	308	308	308	272
R-squared	0.113	0.082	0.202	0.179	0.113	0.082	0.212	0.180
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.1851	0.0313	0.5507	0.4738	0.1841	0.032	0.4499	0.3775
NW	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Le tableau 17 reprend les principaux résultats de nos estimations prenant en compte la « surprise » monétaire comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. Comme dans la partie précédente, nous observons des effets différents entre les périodes. De plus, nous concluons sur l'inefficacité des mesures visant à contraindre les flux de capitaux entrants. À l'inverse, celles portant sur les flux de capitaux sortants permettent, sur les premières périodes, de diminuer les pressions à l'appréciation des indices actions émergents et, lors du *Tapering*, de diminuer les pressions à la diminution des rendements souverains.

TABLE 17 – Récapitulatif des estimations avec la surprise monétaire

	$\Delta \ln(\text{Stock})$					$\Delta \ln(10y)$				
	<i>surprise</i>	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>	<i>surprise</i>	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	-		.	-	.	+		.	.	.
QE1	.	.	.	-	.	.	.	.	.	.
QE2	++	+	.	-	.	+	+	.	.	-
QE3	.	.	.	.	.	.	++	.	.	.
Tapering	++	-	.	.	.	.	++	-	++	+
Normalisation	--	.				++	.			
	$\Delta \ln(Er)$					<i>kfmp</i>				
	<i>surprise</i>	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>	<i>surprise</i>	<i>annonces</i>	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	+		.	+		+		.	.	.
QE1	+	.	.	.		++	.	.	.	
QE2	-	.	.	.		.	-	.	.	+
QE3	.	.	.	.		.	.	.	.	.
Tapering	-	++	.	.		.	++	.	.	.
Normalisation	++	+				++	.			

Avec beaucoup d'effets positifs (++) , des effets positifs (+) , pas d'effet (.) , des effets négatifs (-) , d'importants effets négatifs (- -) . L'absence de caractère est expliqué par le fait que la variable n'est pas caractérisée dans l'estimation ou que celle-ci comporte trop de modalités (pour les annonces sur toute la période).

Rappelons que pour analyser ce tableau dans une optique expansionniste, les signes relatifs à *surprise* doivent être multipliés par -1.

## Conclusion Chapitre 1

Notre analyse des effets de report du QE a montré un certain nombre de résultats. En mettant en place une politique monétaire ultra accommodante, passant par le maintien du taux directeur aux alentours de zéro entre 2009 et fin 2015 et la mise en place des politiques d'achats fermes de titres de long terme, la Fed a provoqué des effets de report sur les pays émergents. Nos principales conclusions sont d'autant plus robustes qu'elles sont estimées de deux façons différentes.

La première méthode utilise les variations du taux fantôme « brut » de Wu et Xia (2016). Nous montrons qu'une politique monétaire plus expansionniste sur notre période d'étude, traduite par une diminution de cet indicateur de politique monétaire, provoque des pressions à l'appréciation des indices actions et des monnaies émergentes. À ces résultats s'ajoutent des effets négatifs sur le taux de croissance des rendements souverains émergents ainsi que des pressions aux entrées nettes de capitaux. Ces conclusions se confirment lorsque nous utilisons un modèle en deux étapes à la Bhattarai et *al.* (2015).

Notre deuxième modèle d'estimation utilise la « surprise » monétaire inhérente aux variations du taux fantôme. Ainsi, nous nous prémunissons contre le fait que les agents ont déjà pu prévoir les actions de la Fed. Cela nous permet d'affiner notre analyse en s'assurant que nos résultats précédents ne soient pas biaisés par les anticipations des agents. Ces « surprises » confirment certains de nos résultats pour les périodes d'achat. Toutefois, cet indicateur nous permet d'établir la nécessité d'une lisibilité optimale de la politique monétaire lors du processus de normalisation. Les variations de la composante non anticipée paraissent avoir entrainé des reflux de capitaux des pays émergents si la normalisation est plus restrictive qu'annoncée.

Finalement, nous montrons qu'il y a une réelle hétérogénéité des conséquences en fonction des différentes périodes d'étude retenues. Le QE1 demeure le volet où il y a eu le plus d'effets de report conformément à la littérature (Chen et *al.* (2012)). Néanmoins, ces effets ne sont significatifs dans nos deux modèles que vis-à-vis des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et aux entrées nettes de capitaux. Lors du QE2, les mouvements de capitaux se seraient reportés sur les marchés obligataires souverains. Une des explications pourrait tenir aux types d'achats opérés par la Fed durant cette période. C'est ce que nous analyserons dans le chapitre suivant. Nos résultats concernant le troisième volet sont peu robustes à notre indicateur de politique monétaire. Cependant, lors du ralentissement graduel de la politique monétaire (*Tapering*), nous montrons que les annonces ont eu des effets importants sur toutes nos variables d'intérêt. Le ralentissement des achats en tant que tel a aussi expliqué une diminution du taux de croissance des indices actions émergents. La phase de normalisation de taux a des effets différents selon que l'on considère le taux fantôme « brut » ou la « surprise » estimée. Cela traduit la nécessité d'une remontée des taux lente et répondant au contexte macroéconomique américain pour éviter une symétrie des effets de report par des reflux de capitaux dans les pays émergents.

Nous pouvons ajouter que la mise en place de mesures visant à réduire l'ouverture

financière dans les pays émergents n'est pas toujours satisfaisante. Notre étude montre que ce sont surtout les contrôles sur les capitaux sortants qui, en décourageant les agents de placer leurs capitaux dans des pays où ils sont difficilement rapatriables, contrebalancent les effets de report de la politique monétaire de la Fed. Toutefois, leur efficacité demeure faible dans la mesure où ces mesures n'ont pas d'effet significatif sur toutes les périodes et toutes les variables d'intérêt.

Ces premiers résultats démontrent bien une hétérogénéité temporelle des effets de report de la politique monétaire de la Fed. Cependant, notre indicateur de politique monétaire, le taux fantôme, peut présenter des biais. En effet, celui-ci prend en compte à la fois la politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle. Ce faisant, lorsque le taux directeur de la Fed remonte fin 2015, le taux fantôme égalise le taux *Fed funds* effectif. Dans une telle analyse, il n'est alors pas possible de distinguer entre les effets de l'augmentation du taux directeur et l'ampleur du bilan de l'autorité monétaire. Cela est d'autant plus dommageable que les enjeux de la normalisation de la politique monétaire résident davantage dans la réduction des actifs de long terme du bilan que dans l'augmentation du taux cible de la Fed. Ainsi, nous utilisons dans le prochain chapitre une autre variable de synthèse de politique monétaire non conventionnelle pour prendre en compte ces phénomènes.

# Chapitre 2 : Des effets de report dépendants des modalités d'intervention

## Introduction Chapitre 2

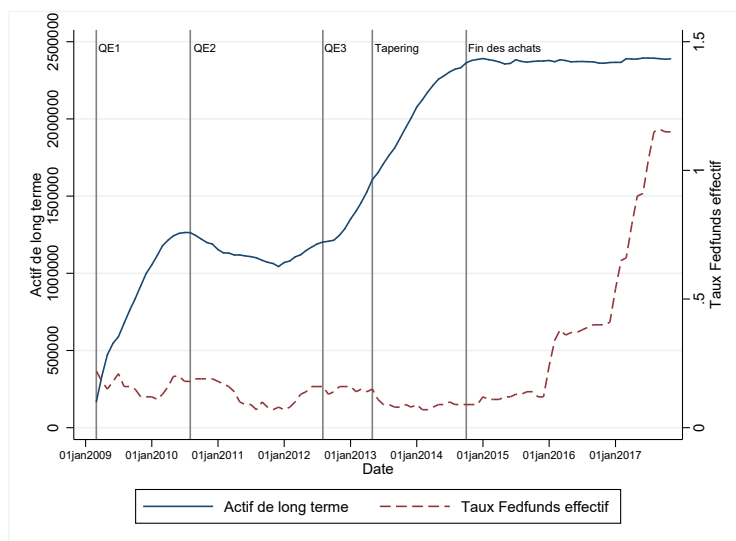
Le chapitre précédent nous a permis de montrer que la politique monétaire non conventionnelle, captée grâce à l'approche du taux fantôme, a eu des effets de report sur les pays émergents. Notre analyse a révélé que ces effets sont hétérogènes dans le temps. Néanmoins, cet indicateur de politique monétaire non conventionnelle peut être insuffisant pour saisir précisément les conséquences internationales du QE sur les pays émergents. En effet, notre échantillon comprend une période, de fin 2015 à 2017, où le taux d'intérêt directeur revient en territoire positif alors que les actifs de long terme, achetés durant le QE jusqu'à octobre 2014, sont toujours présents au bilan de la Fed comme le montre la figure 6. Pendant que le taux de court terme augmente et représente un tournant restrictif de la politique de la Réserve fédérale fin 2015, le montant de ses actifs demeure extrêmement élevé et engendre une base monétaire importante à son passif. Il est donc primordial de pouvoir détacher les deux instruments pour expliquer et prévoir les effets de report potentiels d'une normalisation du bilan de l'autorité monétaire américaine.

De plus, lorsque la Fed met en œuvre sa politique de QE, elle utilise trois modalités d'intervention distinctes : les bons du Trésor de long terme, les titres d'agence et les titres hypothécaires. La distinction entre ces trois types de titres à l'actif de la banque centrale est d'autant plus intéressante que leur part respective diffère dans la conduite du QE. De plus, le programme qu'elle suit peut diverger selon les volets précédemment définis. Cela peut expliquer des effets de report différents entre les périodes et entre les titres émergents.

L'objectif de ce chapitre est de préciser les résultats que nous avons déjà pu obtenir en utilisant des indicateurs de politique monétaire plus précis.

Dans une première étape, nous considérons la variation des titres de long terme au bilan de la Fed. En cela, nous pourrions étudier dans quelle mesure les variations de l'actif de long terme de la banque centrale américaine ont des effets de report sur les pays émergents. Un tel indicateur est d'autant plus intéressant qu'il reprend l'essence même

FIGURE 6 – Évolution de l’actif de long terme en millions de dollars et du taux *Fed funds* effectif (2009 - 2018)



Données : Fed

de la politique de QE que sont les achats de titres tout en contrôlant les variations de l’instrument conventionnel.

Dans une seconde étape, nous désagrégeons en fonction des trois types d’actifs qu’elle acquiert ou trois modalités d’intervention. Cela nous permettra de montrer s’il existe des hétérogénéités dans les effets de report en fonction des modalités utilisées par la Fed.

## I. Les données et le modèle

Comme dans le chapitre précédent, notre modèle est estimé entre février 2009 et septembre 2017 sur un échantillon de 14 pays émergents. Nous reprenons notre méthode d’estimation en 3 spécifications distinctes en ajoutant des variables au fur et à mesure. Nous retenons les mêmes variables de contrôle (VIX, S&P500, taux court terme des *Tbills* américains, base monétaire des pays émergents, indice de production industrielle des pays émergents).

Dans un premier temps, l’équation 5 nous permet de capter l’effet global des détentions d’actifs de long terme par la banque centrale. La variable *act* est la somme des différentes modalités d’intervention de la banque centrale américaine que sont les achats de bons du Trésor (*treas*), de titres d’agence (*fedd*) et de titres hypothécaires (*mbs*) à échéance 10 ans et plus. Ces variables sont libellées en millions de dollars. La variable *fedfunds* représente la valeur du taux *Fed funds* effectif. C’est notre variable de synthèse de l’instrument conventionnel de la politique monétaire américaine. L’utilisation de cet indicateur est primordiale dans la mesure où notre dimension temporelle comprend la période de remontée des taux (2015 - 2017).

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln(act_t) + \alpha_3 \Delta \ln(fedfunds_t) + \alpha_4 \delta_{i,t-1} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfmp_{i,t}$ ,

Et  $i = 1, \dots, 14$  et  $t = 1, \dots, 105$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfmp_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 103$ .

$\delta$  représente les variables de contrôle que nous utilisons pour expliquer les indicateurs financiers que nous avons retenus, dans chaque équation.

Dans un second temps, l'équation 6 reprend les annonces. Nous utilisons, comme dans le chapitre précédent, les annonces des différents organes de la Fed présentées dans le tableau 1 page 84 du chapitre précédent.

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln(act_t) + \alpha_3 annonces_t + \alpha_4 \Delta \ln(fedfunds_t) + \alpha_5 \delta_{i,t-1} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfmp_{i,t}$ ,

$annonces_t = anQE1_t; anQE2_t; anQE3_t; anTaper_t; anNorm_t$

Et  $i = 1, \dots, 14$  et  $t = 1, \dots, 105$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfmp_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 103$ .

Enfin, notre dernière spécification modélise en plus les mesures visant à contraindre les flux de capitaux et le régime de change *de facto* adopté.

$$fin_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln(act_t) + \alpha_3 annonces_t + \alpha_4 \Delta \ln(fedfunds_t) + \alpha_6 \delta_{i,t-1} + \alpha_7 of_{i,t} + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Avec  $fin_{i,t} = \Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t}); kfmp_{i,t}$ ,

$annonces_t = anQE1_t; anQE2_t; anQE3_t; anTaper_t; anNorm_t$

et  $of_{i,t} = ikr_{i,t}; okr_{i,t}; rcfx_{i,t}$

Et  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 78$  pour  $\Delta \ln(stock_{i,t}); \Delta \ln(10y_{i,t}); \Delta \ln(er_{i,t})$ . Pour  $kfmp_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, 13$  et  $t = 1, \dots, 78$

Dans une deuxième sous section, nous désagrégeons notre variable de politique monétaire non conventionnelle en fonction des différentes modalités d'intervention de la Fed. Comme nous l'avons vu, la politique de QE de l'autorité monétaire américaine se caractérise par la typologie de ses achats. Celle-ci achète des bons du Trésor (*treas*), des titres d'agence (*fedd*), et des titres hypothécaires (*mbs*). Nous remplaçons alors la variable *act* par les trois modalités précédemment évoquées et réestimons les trois équations précédentes (4) (5) et (6).



## II. Des effets inégaux suivant les instruments et les modalités

### A. Quels effets de report de la variation de l'actif de long terme de la Fed ?

Les achats de la banque centrale américaine ont été importants entre 2009 et 2014. La détention des actifs de long terme que nous considérons (bons du Trésor, titres d'agence, *MBS*) a augmenté de 2 254,630 milliards de dollars, engendrant une augmentation de l'actif de l'autorité monétaire de 136% entre février 2009 et octobre 2014. Nous allons ici analyser les répercussions que l'explosion du bilan de la Fed a pu avoir sur les pays émergents. Pour ce faire, dans un premier temps, nous retenons un indicateur de la politique monétaire non conventionnelle large : la somme des détentions à échéance 10 ans et plus des bons du Trésor, des titres d'agence et des titres hypothécaires. Ree et Choi (2014) utilisent le même indicateur de politique monétaire non conventionnelle. De plus, nous considérons les annonces de la banque centrale américaine relatives à la politique monétaire non conventionnelle. Cela nous permet de prendre en compte les mouvements dans les prix d'actifs qui seraient expliqués par la communication de l'autorité monétaire vis-à-vis de la politique qu'elle envisage.

#### 1. Sur toute la période d'étude

Les tableaux 18 et 19 nous présentent les résultats de notre estimation en prenant en compte toute notre période d'étude (2009 à 2017).

Nous observons que les variations du bilan de la Réserve fédérale se sont traduites par des pressions aux entrées nettes de capitaux dans les pays émergents.

Nous rappelons que l'indicateur de pression des mouvements de capitaux, lorsqu'il présente un signe négatif, explique des entrées de capitaux nettes dans les pays considérés. Ainsi, le coefficient négatif et significatif, lié aux variations de l'actif de la Fed, signifie qu'une augmentation des achats de titres de long terme entraîne une diminution de la variable  $kfmp$ , donc des pressions aux entrées de capitaux nettes. Ces pressions ne se sont exprimées qu'en mouvements de capitaux placés en actions puisqu'il n'y a pas d'effet significatif robuste sur le rendement des titres souverains émergents. Ce résultat est d'autant plus intéressant puisqu'il diverge de notre analyse lors du chapitre précédent (tableaux 2 page 88 et 3 page 89). Cela vient ici du fait que nous captions la politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle avec deux indicateurs distincts sur une période prenant en compte les deux instruments. De plus, une augmentation des achats de la part de la Fed entraîne des pressions à la hausse sur la valeur des monnaies émergentes. Le taux de change, coté à l'incertain des monnaies émergentes, diminue pour traduire une appréciation de ces devises, ce qui est le cas ici, et augmente dans le cas d'une dépréciation de celles-ci. Les effets de report des achats de la Fed en titres de long terme sont ici explicites et conformes à la littérature, même en considérant un échantillon temporel plus grand que les autres études.

Lorsque l'on s'intéresse aux effets d'annonce (deuxième partie du tableau 18), on peut

noter que toutes n'ont pas eu les mêmes conséquences. Les annonces du QE1 (2009 - 2010) ont un impact significatif pour expliquer une diminution des rendements souverains émergents. Cela peut être expliqué par des mouvements de capitaux placés en obligations souveraines émergentes. Ces capitaux placés en titres de dette, toutes choses égales par ailleurs, entraînent une augmentation du prix de ces actifs et une diminution de leur rendement. Cette conclusion est corroborée par la significativité et le signe de ces annonces sur notre indicateur de pression sur les mouvements de capitaux. Celui-ci est négatif et traduit des pressions aux entrées de capitaux. Les communications relatives au QE2 ont entraîné des effets différents. Elles ont eu des impacts peu significatifs sur le rendement souverain et inverse de celles du premier volet. Elles semblent traduire un faible désengagement des marchés obligataires émergents. Dans notre troisième spécification (tableau 19), lorsque l'on prend en compte les indicateurs d'ouverture financière, les annonces de QE2 semblent avoir eu des effets positifs sur le taux de croissance des indices actions émergents. Toutefois, ce résultat n'est pas très robuste et n'est pas confirmé par l'indice de pressions aux mouvements de capitaux. À l'inverse, les communications de la banque centrale s'axant sur le QE3 ont des effets positifs, significatifs et robustes sur le taux de croissance des indices actions émergents. Elles se sont aussi accompagnées de pressions sur les mouvements de capitaux entrants (signe négatif) et de pressions à l'appréciation des monnaies émergentes (signe négatif). Lorsque nous nous intéressons aux annonces de *Tapering*, nous pouvons observer que la réponse de nos variables financières est inverse. Les communications touchant le ralentissement graduel de la politique monétaire non conventionnelle ont entraîné une diminution du taux de croissance des indices boursiers, une augmentation du taux de croissance des rendements souverains, des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et des pressions aux sorties de capitaux. Ces annonces sont significatives pour expliquer toutes nos variables endogènes. En effet, lorsque Bernanke annonce le *Tapering* fin mai 2013, certains pays émergents ont dit souffrir d'important reflux de capitaux entraînant de l'instabilité financière. Nos résultats sont conformes à ceux de la littérature (Mishra et al. (2014), Chen et al. (2014)). Si l'on se concentre sur les annonces de normalisation du bilan de la Fed, nous pouvons observer qu'elles ont des effets contrintuitifs sur les indices actions émergents. Cela peut être dû au fait que sur le mois de l'annonce, d'autres phénomènes économiques se sont produits comme le rétablissement des conditions économiques mondiales ou la reprise de l'inflation dans les pays développés. En diminuant son bilan, la Fed communique sur l'amélioration de son environnement économique national. Cela peut constituer un signal positif pour les agents et entraîner des prises de risque sur la période.

De la même façon, en regardant l'instrument conventionnel (*fedfunds*), les variations du taux directeur effectif ont des effets contrintuitifs (augmentation du taux de croissance des indices actions, diminution du taux de croissance des rendements souverains et appréciation des monnaies émergentes) pouvant être dus à la faible variation de celui-ci sur toute la période. De plus, ces variations n'entraînent pas de pression sur les mouvements

de capitaux.

Notre troisième spécification (tableau 19) nous permet de montrer que l'adoption de contrôles de capitaux entrants ne ralentit pas significativement les pressions sur les prix d'actifs. Néanmoins, la mise en place de contraintes aux sorties de capitaux explique des pressions à la dépréciation de la monnaie émergente. Ce résultat est d'ailleurs confirmé par notre chapitre précédent (tableau 3 page 89). De plus, notre indicateur de régime de change n'a pas d'effet significatif. Celui-ci n'apparaît pas, pour des raisons logiques, dans l'estimation des déterminants de la variation du taux de change.

TABLE 18 – Effets des variations de l’actif et des annonces de la Fed sur les variables d’intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(act)$	0.376***	-0.0863**	-0.155***	-0.282***	0.392***	-0.0468	-0.147***	-0.267***
	-0.038	-0.0432	-0.0206	-0.0662	-0.0401	-0.047	-0.0221	-0.0671
$anQE1$					-7.03E-05	-0.0232***	-0.00524	-0.0430***
					-0.00696	-0.00866	-0.00413	-0.0144
$anQE2$					0.0108	0.00973*	0.0011	-0.0224
					-0.00732	-0.00584	-0.00422	-0.0164
$anQE3$					0.0254***	0.00664	-0.0104***	-0.0412***
					-0.00435	-0.00654	-0.00307	-0.0155
$anTaper$					-0.0156***	0.0297***	0.0118***	0.0424***
					-0.00474	-0.00634	-0.00248	-0.00977
$anNorm$					0.0119**	-0.000977	0.000567	-0.00545
					-0.00471	-0.00631	-0.00382	-0.0124
$\Delta \ln(fedfunds)$	0.0289**	-0.0581***	-0.0122**	0.0109	0.0263**	-0.0427***	-0.00868	0.0226
	-0.0115	-0.0142	-0.00619	-0.0242	-0.0117	-0.0137	-0.00627	-0.0243
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0337***	0.0176*	0.0230***	0.0503***	-0.0382***	0.0192*	0.0246***	0.0608***
	-0.00874	-0.0105	-0.0048	-0.0178	-0.00864	-0.0104	-0.00479	-0.0174
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.240***	0.303***	0.144***	0.341***	-0.248***	0.290***	0.143***	0.371***
	-0.0611	-0.0626	-0.0333	-0.131	-0.0615	-0.0626	-0.0335	-0.133
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0117	-0.0668**	-0.023	-0.0776	0.00876	-0.0715**	-0.0218	-0.0824
	-0.0331	-0.0302	-0.0182	-0.0591	-0.0327	-0.0298	-0.0181	-0.0598
$\Delta \ln(pr)$	0.0681	0.0758	0.00102	-0.156	0.0727	0.0899	0.00395	-0.15
	-0.0631	-0.0567	-0.0227	-0.138	-0.0637	-0.0564	-0.0226	-0.138
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0049	-8.66E-05	-0.000931	-0.0091	-0.00271	-0.00311	-0.00212	-0.0169**
	-0.00387	-0.00382	-0.00232	-0.00733	-0.00393	-0.00393	-0.00232	-0.00737
Observations	1,414	1,402	1,414	1,286	1,414	1,402	1,414	1,286
R-squared	0.088	0.035	0.052	0.024	0.105	0.06	0.068	0.054
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
FE	0	0	0	0	Yes	Yes	Yes	Yes
Wooldridge	0.0504	0.8623	0.1218	0.0089	0.0591	0.9276	0.1405	0.0167
NW	Yes	No	No	No	Yes	No	No	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABLE 19 – Effets des variations de l’actif, des annonces de la Fed et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(act)$	0.434*** (-0.0454)	-0.0562 (-0.054)	-0.172*** (-0.0234)	-0.309*** (0.0732)
$anQE1$	-0.00041 (-0.00813)	-0.0183** (-0.00888)	-0.00385 (-0.0041)	-0.0437*** (0.0151)
$anQE2$	0.0164** (-0.00721)	0.0114* (-0.00596)	-0.00128 (-0.00468)	-0.0250 (0.0166)
$anQE3$	0.0319*** (-0.0049)	0.00649 (-0.00717)	-0.0151*** (-0.00325)	-0.0449*** (0.0157)
$anTaper$	-0.00936* (-0.0051)	0.0286*** (-0.00664)	0.00789*** (-0.00272)	0.0379*** (0.0100)
$anNorm$	-	-	-	
$\Delta \ln(fedfunds)$	0.0547*** (-0.0163)	-0.0652*** (-0.0171)	-0.0260*** (-0.00806)	-0.00738 (0.0327)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0307*** (-0.00999)	0.00908 (-0.0112)	0.0181*** (-0.00508)	0.0440** (0.0186)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.265*** (-0.0769)	0.326*** (-0.0701)	0.175*** (-0.0344)	0.376*** (0.144)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0338 (-0.0398)	-0.0887*** (-0.0344)	-0.035 (-0.0224)	-0.0834 (0.0695)
$\Delta \ln(pr)$	0.108 (-0.0751)	0.015 (-0.0649)	-0.0388* (-0.0208)	-0.239 (0.157)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.00358 (-0.00435)	-0.00265 (-0.00393)	-0.00202 (-0.00248)	-0.0166** (0.00767)
$ikr$	-0.0101 (-0.0273)	0.0164 (-0.0238)	-0.0061 (-0.015)	-0.00986 (0.0489)
$okr$	-0.0354 (-0.0363)	0.0488 (-0.0344)	0.0621*** (-0.0205)	-0.0294 (0.0705)
$rcfx$	-0.00637 (-0.00806)	-0.00597 (-0.00665)		0.00257 (0.0182)
Observations	1,014	1,002	1,014	1,014
R-squared	0.134	0.088	0.107	0.060
Nombre de pays	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.1135	0.2986	0.0435	0.0952
NW	No	No	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 2. Les effets durant la période expansionniste

Si l'on s'intéresse aux effets de report des variations de l'actif de long terme de la Réserve fédérale, on peut observer que les conséquences sur les variables financières des pays émergents ont été différentes suivant les volets, conformément au premier chapitre de cette deuxième partie.

### a. Le QE1

Le tableau 20 présente les résultats de nos trois spécifications pour le premier volet de QE entre février 2009 et juillet 2010.

Nos estimations établissent que l'augmentation des achats de la Réserve fédérale en titres de long terme a entraîné une augmentation significative du taux de croissance des indices actions émergents, quelle que soit la spécification. À cela s'ajoutent des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes. Les résultats obtenus dans notre chapitre précédent, en prenant en compte le taux fantôme « brut », présentaient les mêmes conclusions (tableau 4 page 91). De plus, notre modèle ne montre pas d'effet de l'augmentation des achats, durant le premier volet, sur les rendements des titres souverains comme dans l'approche du chapitre précédent, ni sur notre indicateur de pression de capitaux. Il s'avère alors que le premier volet s'est caractérisé par des entrées de capitaux en actions. La réduction de l'échantillon, due à notre période d'étude plus courte, tempère nos résultats précédents concernant la significativité des annonces durant la période. Durant ce premier volet, nous pouvons ajouter que les mesures visant à contraindre les mouvements de capitaux n'apportent pas de résultats significatifs. L'absence de résultat concernant l'adoption d'un régime de change fixe sur la période est due à de la colinéarité entre la variable et les effets fixes.

TABLE 20 – Effets des variations de l'actif, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(act)$	0.394*** (0.0586)	-0.0994 (0.0695)	-0.141*** (0.0314)	-0.127 (0.104)	0.392*** (0.0609)	-0.110 (0.0719)	-0.139*** (0.0320)	-0.130 (0.109)	0.377*** (0.0658)	-0.121 (0.0746)	-0.135*** (0.0354)	-0.116 (0.109)
$anQE1$					-0.00333 (0.0164)	-0.0197 (0.0131)	0.00423 (0.00699)	-0.00412 (0.0236)	-0.00651 (0.0172)	-0.0177 (0.0154)	0.00636 (0.00741)	-0.00241 (0.0238)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0882*** (0.0306)	-0.0119 (0.0277)	0.0202 (0.0143)	-0.0252 (0.0561)	-0.0863*** (0.0323)	-0.00113 (0.0286)	0.0177 (0.0144)	-0.0229 (0.0613)	-0.0833** (0.0336)	0.00559 (0.0308)	0.0182 (0.0156)	-0.0233 (0.0614)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.213 (0.152)	0.254* (0.135)	0.0797 (0.0673)	-0.183 (0.276)	-0.205 (0.171)	0.303** (0.148)	0.0693 (0.0692)	-0.173 (0.307)	-0.199 (0.179)	0.345** (0.163)	0.0780 (0.0737)	-0.168 (0.308)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0380 (0.0781)	0.00182 (0.0790)	-0.0159 (0.0366)	-0.00758 (0.135)	0.0352 (0.0774)	-0.0132 (0.0752)	-0.0123 (0.0367)	-0.0111 (0.142)	0.0523 (0.0782)	-0.0361 (0.0710)	-0.0159 (0.0376)	-0.0120 (0.141)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0570 (0.141)	0.0398 (0.0946)	0.0125 (0.0363)	-0.128 (0.136)	-0.0551 (0.140)	0.0508 (0.0926)	0.0100 (0.0368)	-0.125 (0.139)	-0.0459 (0.143)	0.0643 (0.0891)	0.0112 (0.0386)	-0.123 (0.139)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	-0.0190 (0.0131)	-0.00942 (0.0139)	0.0124** (0.00571)	0.0444** (0.0221)	-0.0211 (0.0199)	-0.0218 (0.0176)	0.0150** (0.00756)	0.0419 (0.0281)	-0.0210 (0.0207)	-0.0209 (0.0186)	0.0150* (0.00812)	0.0405 (0.0285)
$ikr$									-0.0755 (0.142)	0.135 (0.106)	-0.0150 (0.0585)	0.00158 (0.188)
$okr$									-0.0748 (0.0841)	0.0411 (0.0807)	0.0552 (0.0551)	0.0815 (0.109)
$rcfx$									-	-		-
Observations	210	198	210	195	210	198	210	195	195	183	195	195
R-squared	0.255	0.046	0.195	0.053	0.255	0.059	0.197	0.053	0.254	0.078	0.209	0.055
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.2373	0.0589	0.4294	0.8157	0.1768	0.0581	0.4282	0.955	0.3335	0.1745	0.3411	0.8608
NW	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	No	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## b. Le QE2

En se concentrant sur la seconde période de QE (août 2010 - juillet 2012), les résultats du tableau 21 peuvent paraître contrintuitifs. La hausse des achats de la Fed, lors du QE2, expliquerait une diminution du taux de croissance des indices actions émergents ainsi que des pressions à la dépréciation de leur monnaie. Nos variables expliquées étant en taux de croissance, nos résultats ne peuvent conclure strictement à une diminution des indices actions. Toutefois, ce résultat est robuste à nos spécifications du chapitre précédent qui prenaient en compte le taux fantôme (tableau 5 page 93). Cette relation peut être interprétée de différentes façons. Une première serait de dire que la mise en place d'une seconde période de QE par la Fed laisse présager d'un contexte économique toujours morose, malgré le premier volet. Une seconde interprétation tiendrait au fait que les agents connaissent le fonctionnement d'une telle politique monétaire et y seraient moins sensibles (Chen et *al.* (2012)). Enfin, cela révélerait le fait que notre indicateur de politique monétaire non conventionnelle est trop agrégé et ne permet pas de différencier entre les titres. Les achats de certains titres ont peut-être des effets négatifs contrairement à d'autres. C'est ce que nous allons étudier dans la seconde étape de ce chapitre. Toutefois, notre variable de pressions aux mouvements de capitaux montre bien que lors du QE2, la variation de l'actif de long terme de la Fed a entraîné des pressions aux sorties de capitaux nettes des pays émergents. Ces estimations nous permettent d'infirmer l'intuition que nous avons développé dans le chapitre précédent selon laquelle, lors du QE2, les flux de capitaux s'étaient dirigés vers les marchés obligataires émergents. Ici, l'absence de significativité des coefficients affiliés ne permet pas de valider cette idée.

Ce résultat s'ajoute aux conséquences des annonces du QE2 sur les rendements obligataires. Celles-ci ont eu pour effet d'augmenter le taux de croissance des rendements souverains émergents, laissant présager de sorties des marchés obligataires. Ces mêmes annonces ont eu des effets positifs sur les indices actions, mais les résultats sont peu significatifs. Une dernière conclusion que nous apportent nos résultats réside dans le fait qu'adopter un régime de change fixe surexpose au cycle financier en diminuant les rendements souverains émergents.



TABLE 21 – Effets des variations de l'actif de la Fed, des annonces et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(act)$	-0.709*** (0.205)	0.0726 (0.192)	0.400*** (0.126)	1.573*** (0.479)	-0.637*** (0.208)	0.130 (0.199)	0.406*** (0.106)	1.493*** (0.478)	-0.566** (0.226)	0.198 (0.228)	0.375*** (0.112)	1.523*** (0.522)
<i>anQE2</i>					0.0149* (0.00775)	0.0117* (0.00661)	0.00134 (0.00380)	-0.0162 (0.0150)	0.0157* (0.00821)	0.0131** (0.00661)	0.00115 (0.00404)	-0.0165 (0.0152)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0869*** (0.0233)	0.00306 (0.0176)	0.0526*** (0.0125)	0.156*** (0.0480)	-0.0957*** (0.0234)	-0.00387 (0.0187)	0.0518*** (0.0115)	0.165*** (0.0475)	-0.0904*** (0.0246)	-0.000599 (0.0188)	0.0523*** (0.0123)	0.165*** (0.0480)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.445*** (0.0793)	0.200*** (0.0756)	0.266*** (0.0407)	0.804*** (0.216)	-0.457*** (0.0794)	0.191*** (0.0738)	0.265*** (0.0355)	0.817*** (0.214)	-0.428*** (0.0835)	0.216*** (0.0772)	0.273*** (0.0370)	0.819*** (0.214)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0676 (0.0657)	-0.00790 (0.0569)	-0.0762** (0.0321)	-0.137 (0.124)	0.0765 (0.0659)	-0.000813 (0.0571)	-0.0754** (0.0330)	-0.147 (0.126)	0.0904 (0.0684)	0.00902 (0.0596)	-0.0904*** (0.0339)	-0.147 (0.126)
$\Delta \ln(pr)$	0.195* (0.112)	-0.0919 (0.115)	-0.0307 (0.0270)	-0.211 (0.290)	0.201* (0.112)	-0.0868 (0.116)	-0.0301 (0.0285)	-0.222 (0.289)	0.197* (0.113)	-0.103 (0.123)	-0.0318 (0.0296)	-0.229 (0.293)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0275*** (0.00719)	-0.0174*** (0.00522)	-0.0229*** (0.00450)	-0.0635*** (0.0144)	0.0303*** (0.00670)	-0.0152*** (0.00493)	-0.0226*** (0.00372)	-0.0666*** (0.0141)	0.0308*** (0.00708)	-0.0170*** (0.00481)	-0.0235*** (0.00396)	-0.0664*** (0.0142)
<i>ikr</i>									0.0661 (0.0629)	0.0542 (0.0640)	0.0313 (0.0414)	0.0883 (0.155)
<i>okr</i>									-0.0739 (0.0667)	-0.00294 (0.0671)	0.0513 (0.0729)	-0.0284 (0.151)
<i>rcfx</i>									-0.00235 (0.0206)	-0.0549*** (0.0130)		0.0180 (0.0390)
Observations	336	336	336	312	336	336	336	312	312	312	312	312
R-squared	0.123	0.066	0.188	0.125	0.132	0.074	0.189	0.128	0.130	0.098	0.197	0.129
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
FE	0	0	0	0	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wooldridge	0.0451	0.0588	0.1031	0.8925	0.0393	0.0435	0.0921	0.8716	0.0655	0.0561	0.0864	0.967
NW	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### **c. Le QE3**

Le troisième volet du QE (août 2012 - avril 2013) présente des résultats semblables au QE2 comme nous le montre le tableau 22. Toutefois, le taux de change ou les indices actions ne sont pas, significativement et de façon robuste, touchés par la variation des achats de la Fed. La croissance de l'actif de long terme de la Fed a eu pour effet de diminuer le prix des obligations souveraines, se traduisant par une augmentation de leur rendement. Les annonces relatives à ce troisième volet ont eu les mêmes effets. Nous observons aussi que l'augmentation des achats de la Fed a entraîné des pressions aux sorties de capitaux des pays émergents considérés. La diminution du degré d'ouverture financière n'a pas aidé les pays à diminuer les effets de report. Ce troisième volet demeure marqué par la faiblesse des effets de report, confirmé par les résultats du chapitre précédent (tableau 6 page 95).

TABLE 22 – Effets des variations de l'actif de la Fed, des annonces et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{act})$	-0.339** (0.158)	0.0837 (0.197)	0.177** (0.0849)	1.350*** (0.358)	-0.227 (0.345)	1.301*** (0.398)	0.238 (0.165)	1.636** (0.637)	-0.424 (0.351)	1.378*** (0.426)	0.205 (0.178)	1.654** (0.673)
$\text{anQE3}$					0.00598 (0.0150)	0.0645*** (0.0182)	0.00320 (0.00779)	0.0152 (0.0289)	-0.00265 (0.0155)	0.0660*** (0.0192)	0.00234 (0.00822)	0.0156 (0.0299)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	0.00193 (0.0167)	0.133*** (0.0258)	0.00750 (0.0101)	-0.0573* (0.0326)	-0.00916 (0.0335)	0.0129 (0.0429)	0.00156 (0.0173)	-0.0854 (0.0568)	0.00876 (0.0341)	0.0171 (0.0443)	0.00240 (0.0180)	-0.0851 (0.0585)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.136 (0.189)	0.801** (0.345)	0.0645 (0.106)	0.343 (0.326)	-0.211 (0.261)	-0.00116 (0.417)	0.0246 (0.139)	0.154 (0.415)	-0.0550 (0.254)	0.0321 (0.449)	0.0199 (0.145)	0.171 (0.430)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	0.00690 (0.0480)	-0.0931 (0.0641)	-0.0397* (0.0239)	0.147 (0.0954)	0.00640 (0.0479)	-0.0984 (0.0653)	-0.0400* (0.0239)	0.146 (0.0932)	0.00209 (0.0480)	-0.120* (0.0615)	-0.0363 (0.0233)	0.143 (0.0928)
$\Delta \ln(\text{pr})$	-0.103 (0.0777)	0.297*** (0.112)	-0.0709 (0.0441)	-0.232 (0.177)	-0.0964 (0.0782)	0.366*** (0.108)	-0.0675 (0.0447)	-0.218 (0.175)	-0.0832 (0.0794)	0.396*** (0.107)	-0.0755* (0.0446)	-0.204 (0.165)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	-0.0481*** (0.00871)	-0.0156 (0.0137)	0.0153** (0.00618)	0.0512** (0.0220)	-0.0429*** (0.0145)	0.0404** (0.0194)	0.0181** (0.00860)	0.0644** (0.0314)	-0.0533*** (0.0141)	0.0365* (0.0199)	0.0191** (0.00919)	0.0640** (0.0317)
$\text{ikr}$									0.0477 (0.0564)	-0.130* (0.0696)	0.0201 (0.0363)	-0.0735 (0.108)
$\text{okr}$									-0.117 (0.0719)	0.231 (0.152)	0.0785 (0.0498)	-0.151 (0.190)
$\text{rcfx}$									-0.00619 (0.0183)	-0.0226 (0.0149)		0.00850 (0.0240)
Observations	126	126	126	117	126	126	126	117	117	117	117	117
R-squared	0.268	0.251	0.163	0.230	0.270	0.335	0.165	0.232	0.294	0.370	0.191	0.242
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.4135	0.2178	0.799	0.536	0.3975	0.5398	0.7495	0.5385	0.0885	0.0206	0.9067	0.5254
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

#### **d. Le *Tapering***

La période du *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014) se caractérise par un ralentissement graduel du rythme des achats de la Fed. Ainsi, sur la période, le taux de croissance des détentions des actifs de long terme au bilan de l'autorité monétaire américaine est négatif. Cependant, sur cette période, le tableau 23 ne montre aucun effet significatif sur les indices boursiers ou les rendements des obligations souveraines émergentes. Néanmoins, elle a entraîné des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux sorties de capitaux nettes. En considérant les annonces, les résultats convergent. Celles-ci ont eu pour conséquences des pressions aux sorties de capitaux des pays émergents et à la dépréciation de leurs monnaies entraînant un taux de croissance négatif des indices actions et positif sur les rendements souverains. Les effets de report du *Tapering* sont ici dus principalement aux effets d'annonces, conformément aux résultats que nous avons déjà établis dans le premier chapitre de cette deuxième partie.

Durant cet épisode de ralentissement des achats de la Fed, les mesures visant à réduire l'ouverture financière ont montré des effets. Concernant les contrôles aux entrées de capitaux, leurs effets sont significatifs et négatifs sur le taux de croissance des rendements souverains. Cela signifie que la mise en place de telles mesures n'a pas permis de freiner l'appréciation des prix des titres de dette souveraine émergents sur cette période. À l'inverse, les mesures contraignant les flux de capitaux sortants ont ralenti l'appréciation des monnaies émergentes (signe positif). L'adoption d'un régime de change fixe durant la période augmente les pressions sur le taux de rendement 10 ans souverain et a des effets procycliques.

TABLE 23 – Effets des variations de l’actif de la Fed, des annonces et de l’ouverture financière sur les variables d’intérêt, *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{act})$	-0.144 (0.237)	-0.140 (0.363)	-0.313*** (0.120)	-1.046** (0.496)	-0.373 (0.242)	0.282 (0.367)	-0.208* (0.119)	-0.696 (0.481)	-0.236 (0.282)	-0.0755 (0.404)	-0.288** (0.140)	-1.090** (0.477)
<i>anTaper</i>					-0.0184*** (0.00640)	0.0340*** (0.0118)	0.00849** (0.00343)	0.0282** (0.0133)	-0.0202*** (0.00666)	0.0391*** (0.0122)	0.00927** (0.00368)	0.0304** (0.0132)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0257 (0.0218)	0.0797** (0.0374)	0.0175 (0.0111)	0.102** (0.0428)	-0.0270 (0.0216)	0.0821** (0.0358)	0.0181 (0.0110)	0.103** (0.0430)	-0.0335 (0.0227)	0.0824** (0.0380)	0.0194 (0.0118)	0.0982** (0.0427)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.910*** (0.200)	1.341*** (0.302)	0.528*** (0.103)	1.572*** (0.441)	-0.838*** (0.204)	1.207*** (0.284)	0.494*** (0.105)	1.461*** (0.443)	-0.896*** (0.211)	1.216*** (0.299)	0.520*** (0.112)	1.415*** (0.438)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	-0.184** (0.0875)	-0.0528 (0.0834)	0.0693** (0.0346)	0.0228 (0.0897)	-0.166* (0.0871)	-0.0848 (0.0831)	0.0613* (0.0341)	-0.000456 (0.0902)	-0.160* (0.0907)	-0.103 (0.0864)	0.0604* (0.0359)	-0.0193 (0.0914)
$\Delta \ln(\text{pr})$	0.00161 (0.134)	0.0367 (0.171)	-0.0377 (0.0547)	-0.264 (0.204)	-0.00734 (0.133)	0.0533 (0.165)	-0.0336 (0.0542)	-0.251 (0.202)	0.0339 (0.133)	0.0317 (0.172)	-0.0448 (0.0549)	-0.265 (0.199)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	0.0215** (0.00871)	-0.00360 (0.0105)	-0.00999** (0.00430)	-0.0123 (0.0135)	0.0269*** (0.00884)	-0.0134 (0.0113)	-0.0124*** (0.00440)	-0.0204 (0.0140)	0.0282*** (0.00935)	-0.0156 (0.0119)	-0.0136*** (0.00474)	-0.0216 (0.0139)
<i>ikr</i>									0.211 (0.366)	-0.870** (0.407)	-0.206 (0.150)	-0.286 (0.612)
<i>okr</i>									-0.752 (0.563)	1.110* (0.619)	0.255*** (0.0931)	0.702 (0.528)
<i>rcfx</i>									-0.0207 (0.0179)	0.0572** (0.0292)		0.104* (0.0565)
Observations	252	252	252	234	252	252	252	234	234	234	234	234
R-squared	0.131	0.092	0.127	0.077	0.157	0.138	0.149	0.098	0.176	0.179	0.160	0.128
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.7689	0.034	0.0132	0.0034	0.8386	0.0011	0.0118	0.0025	0.6296	0.0027	0.0127	0.0017
NW	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 3. Période de hausse des taux

Lors de la période de retour à l'instrument conventionnel (décembre 2015 - août 2017), les variations positives de l'actif de long terme de la Fed, dues aux échéances des titres à son bilan, ont eu des effets significatifs sur les prix d'actifs et les mouvements de capitaux (tableau 24). Une variation positive de ces détentions de bons du Trésor, titres d'agence et titres hypothécaires expliquerait une diminution du taux de croissance des indices actions, des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes ainsi qu'une augmentation du taux de croissance des rendements souverains. Ces effets sont confirmés par l'indice de pression des mouvements de capitaux, traduisant des sorties nettes, même si le coefficient est peu significatif. Ces résultats peuvent s'entendre dans la mesure où la diminution des actifs au bilan de la Fed est un signal positif quant aux conditions macroéconomiques américaines. Nous montrons par ces résultats qu'il n'y a pas d'effets symétriques a priori. S'il y avait eu une telle relation, les signes auraient dû être les mêmes que durant la période expansionniste, à savoir positif sur les indices actions, négatifs sur les rendements souverains, les taux de change et les pressions aux flux de capitaux nets. Toutefois, ces résultats ne sont que préliminaires et doivent être relativisés dans la mesure où la période d'étude ne prend pas en compte la normalisation du bilan qui intervient les périodes suivantes.

Les annonces de normalisation de la politique monétaire n'ont pas eu d'effet significatif sur nos variables d'intérêt. Ces résultats nous laissent présager de peu d'effets de report de la diminution progressive de la taille du bilan de l'autorité monétaire américaine, amorcée en octobre 2017. Néanmoins, l'augmentation du taux directeur (*Fed funds*) crée des pressions à la diminution des indices actions émergents, à la dépréciation des monnaies émergentes ainsi qu'aux sorties de capitaux.

Ces résultats confirment ceux de notre chapitre précédent considérant le taux fantôme (tableau 8 page 99).

TABLE 24 – Effets des variations de l'actif de la Fed et des annonces sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(act)$	-1.532** (0.700)	4.015*** (1.108)	1.255** (0.595)	2.497* (1.503)	-1.512** (0.698)	3.980*** (1.105)	1.302** (0.593)	2.559* (1.508)
<i>anNorm</i>					0.00271 (0.00559)	-0.00462 (0.00873)	0.00630 (0.00470)	-0.0183 (0.0148)
$\Delta \ln(fedfunds)$	-0.0470*** (0.0174)	-0.0154 (0.0330)	0.0390*** (0.0134)	0.0882** (0.0376)	-0.0468*** (0.0173)	-0.0158 (0.0332)	0.0396*** (0.0133)	0.0891** (0.0376)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0785*** (0.0231)	0.140*** (0.0416)	0.0811*** (0.0183)	0.204*** (0.0539)	-0.0806*** (0.0236)	0.144*** (0.0439)	0.0761*** (0.0192)	0.221*** (0.0579)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.300* (0.165)	0.552** (0.272)	0.0979 (0.118)	0.697** (0.334)	-0.315* (0.167)	0.577** (0.281)	0.0628 (0.122)	0.837** (0.368)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	-0.000548 (0.0592)	-0.0453 (0.0622)	-0.0413 (0.0356)	-0.165 (0.112)	0.00195 (0.0603)	-0.0496 (0.0629)	-0.0355 (0.0346)	-0.184 (0.119)
$\Delta \ln(pr)$	-0.0518 (0.0780)	0.334*** (0.113)	0.130** (0.0556)	0.187 (0.147)	-0.0493 (0.0788)	0.330*** (0.114)	0.136** (0.0553)	0.183 (0.148)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.00529 (0.00969)	-0.00951 (0.0181)	-0.0156** (0.00701)	-0.0243 (0.0198)	0.00520 (0.00965)	-0.00935 (0.0182)	-0.0159** (0.00694)	-0.0228 (0.0200)
Observations	308	308	308	272	308	308	308	272
R-squared	0.104	0.096	0.192	0.130	0.105	0.097	0.197	0.134
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.1078	0.0074	0.1722	0.2465	0.1094	0.0067	0.1141	0.1911
NW	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Notre analyse des effets de la variation des détentions des actifs de long terme (agrégation des bons du Trésor, titres d'agence et titres hypothécaires) et des annonces relatives au QE nous permet de confirmer l'existence de conséquences hétérogènes sur les pays émergents au cours du temps. C'est durant la première période (QE1), conformément à la littérature (Chen et *al.* (2012), Lim et *al.* (2014), Prabu et *al.* (2016)), que les effets sont les plus importants. Ces conséquences se sont concentrées sur les prix des actions comme chez Eichengreen et Gupta (2015), et ne sont pas toujours significatives concernant les rendements des obligations conformément à Hannan (2017). Nous avons aussi remarqué que la variation de l'actif de long terme de la banque centrale a des effets inverses sur les indices actions et les rendements obligataires lors du QE2 et QE3. Cette relation peut être relativisée lorsque nous prenons en compte les annonces de la Fed qui entraînent une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents durant le QE2. Le ralentissement de la politique monétaire non conventionnelle instaurée par Bernanke en 2013 montre des effets de report intéressants. En effet, si la variation positive de la détention d'actifs de long terme par la Fed entraîne une relative appréciation des monnaies émergentes et des pressions aux entrées de capitaux, les annonces de l'autorité monétaire ont eu des effets inverses et significatifs sur toutes nos variables d'intérêt conformément à Mishra et *al.* (2014). Cela se comprend dans la mesure où, sur la période, le taux de croissance de la détention d'actifs de long terme de la Fed a été négatif. De plus, nous montrons que les effets, lors de cette période, sont principalement dus aux communications de la Fed. Notre analyse sur la dernière période d'étude, se concentrant sur l'augmentation des taux directeurs de la Fed, montre que les annonces de normalisation de bilan n'ont pas eu d'effet significatif. Néanmoins, les variations positives au bilan de l'autorité monétaire, minimes sur la période, entraînent des effets négatifs sur les prix d'actifs et laisse présager d'effets asymétriques.

Les mesures visant à contrôler les mouvements de capitaux ne sont que peu significatives et ne permettent donc pas aux pays émergents de se protéger des conséquences sur les mouvements du taux de change, des indices actions et des rendements obligataires.

Même si nos résultats sont plus précis que dans le chapitre précédent, notre indicateur de politique monétaire non conventionnelle doit encore être affiné pour pouvoir isoler les effets de report en fonction des différentes modalités adoptées par la Fed pour mener sa politique de QE.

Le tableau 25 récapitule les résultats de cette section.



TABLE 25 – Récapitulatif des estimations avec l’actif de long terme et le taux de court terme de la Fed

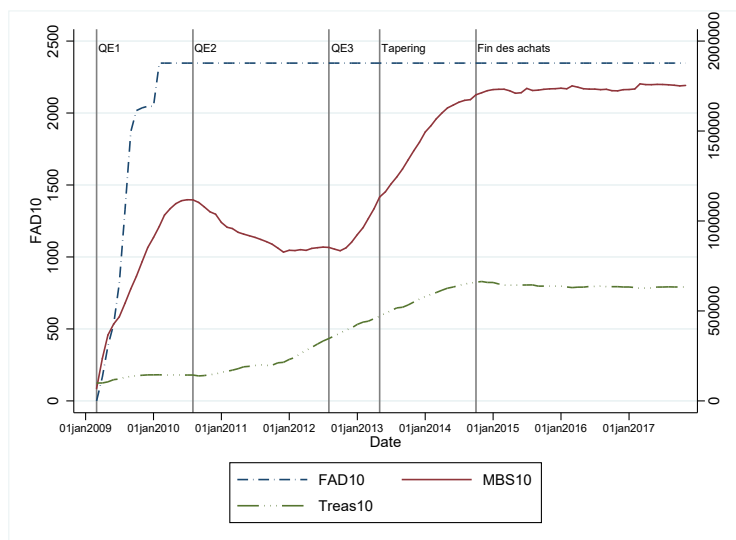
	$\Delta \ln(Stock)$					
	$\Delta \ln(act)$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(fedfunds)$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	+		+	.	.	.
QE1	+	.		.	.	
QE2	--	+		.	.	.
QE3	.	.		.	.	.
Tapering	.	-		.	.	.
Normalisation	--	.	-			
	$\Delta \ln(10y)$					
	$\Delta \ln(act)$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(fedfunds)$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	.		-	.	.	.
QE1	.	.		.	.	
QE2	.	+		.	.	-
QE3	+	++		-	.	.
Tapering	.	+		--	+	+
Normalisation	++	.	.			
	$\Delta \ln(Er)$					
	$\Delta \ln(act)$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(fedfunds)$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	-		-	.	-	
QE1	-	.		.	.	
QE2	+	.		.	.	
QE3	.	.		.	.	
Tapering	-	+		.	-	
Normalisation	++	.	+			
	<i>kfmp</i>					
	$\Delta \ln(act)$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(fedfunds)$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	-		.	.	.	.
QE1	.	.		.	.	
QE2	++	.		.	.	.
QE3	++	.		.	.	.
Tapering	--	+		.	.	+
Normalisation	++	.	.			

Avec beaucoup d’effets positifs (++) , des effets positifs (+) , pas d’effet ou effets non robustes (.) , des effets négatifs (-) , d’importants effets négatifs (- -) . L’absence de caractère est expliqué par le fait que la variable n’est pas caractérisée dans l’estimation ou que celle-ci comporte trop de modalités (pour les annonces sur toute la période).

## B. Des effets différents suivant les modalités

La seule prise en compte de l’actif de long terme dans sa globalité n’est pas suffisante pour expliquer les effets de report sur les pays émergents. En effet, comme le montrent Fratzscher *et al.* (2018) ou Macdonald (2017), toutes les détentions d’actifs au bilan de la Fed n’ont pas les mêmes effets. Nous allons ici nous attacher à réestimer notre modèle, mais en remplaçant la variable *act* par les trois modalités d’intervention de l’autorité monétaire lors du QE : titres d’agence (*fedd10y*), titres hypothécaires (*mbs10y*) et bons du Trésor (*treas10y*) en millions de dollars. Le QE n’a pas mis l’accent sur toutes les modalités de la même façon durant toutes nos périodes d’étude, comme le montre le graphique 7. Cette précision dans notre modèle pourra permettre d’analyser quelles interventions entraînent le plus d’effets de report sur les pays émergents.

FIGURE 7 – Évolution des actifs de long terme au bilan de la Fed en millions de dollars suivant les modalités d'intervention



MBS10 et Treas10 sur l'échelle de droite  
Données : FED

Comme dans la section précédente, nous allons d'abord étudier les implications du QE sur la période entière, puis selon les différentes sous-périodes de QE.

### 1. Sur toute la période d'étude

Notre analyse des effets de report selon les modalités montre des implications intéressantes. Lorsque nous considérons toute la période de 2009 à 2017 (tableaux 26, 27 et 28), nous observons que les achats de titres, quels qu'ils soient, ont entraîné une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents. Les achats de bons du Trésor (*treas10y*) ont des effets supérieurs aux autres modalités d'intervention. La variation de la détention de titres d'agence (*fedd10y*) a les effets les moins importants et devient non significative lorsque nous considérons les mesures contraignant l'ouverture financière. Nous observons de plus que les interventions de la Fed n'ont pas d'effet sur les rendements souverains émergents comme dans nos résultats précédents (tableaux 18 page 127 et 19 page 128). Néanmoins, le QE de l'autorité monétaire américaine a entraîné des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes (signe négatif de notre variable  $Er$ ) concernant les achats de bons du Trésor et de titres hypothécaires (*mbs10y*). On observe aussi dans ce cas une prépondérance des effets relatifs aux achats de bons du Trésor. Ces derniers sont d'ailleurs les seuls à expliquer des pressions aux entrées de capitaux nettes chez les émergents (signe négatif pour la variable endogène  $kfmp$ ). Notre analyse montre bien des effets de report de la politique d'achat relative au QE sur toute la période. De plus, ces effets sont différents suivant les modalités.

En ce qui concerne les annonces, les effets sont relativement semblables à notre section considérant les achats totaux de la banque centrale (tableaux 18 page 127 et 19 page 128). Seules les communications relatives au premier volet sont légèrement différentes en ayant

des effets sur toutes nos variables d'intérêt alors qu'elles n'avaient pas d'effet sur l'indice actions dans nos résultats précédents. Elles expliquent une appréciation des indices actions et des monnaies émergentes, mais aussi une relative diminution des rendements souverains émergents et des pressions aux entrées de capitaux. Les annonces du QE3 ont des effets similaires si ce n'est qu'elles ne paraissent pas entraîner d'effet de report sur les rendements souverains. À l'inverse, lorsque la Fed communique sur les mesures relatives au QE2, les effets ne sont significatifs que pour les taux de rendement. Comme dans nos résultats précédents, ces annonces se traduisent par une augmentation de ces rendements et donc une diminution de leur prix pouvant laisser présager d'une certaine réallocation de portefeuille. Néanmoins, les pays émergents ne connaissent pas de pression significative sur les flux de capitaux due aux annonces de ce second volet. Cette réallocation de portefeuille peut alors se faire au sein des pays émergents, entre les différents supports. Toutefois, notre variable peut aussi prendre en compte d'autres effets ayant eu lieu durant les mois considérés. Les résultats sont différents et conformes à nos estimations précédentes en ce qui concerne les annonces du *Tapering*. Les communications relatives au *Tapering* ont expliqué une diminution des indices actions émergents (significative seulement pour notre spécification sans les indicateurs d'ouverture financière), une augmentation du rendement souverain, des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes ainsi qu'aux mouvements de capitaux sortants des pays. À l'inverse, les annonces de normalisation de la politique monétaire, intervenues en 2017, ont eu pour effet d'augmenter significativement les indices actions émergents. Une telle mesure a pu être interprétée comme un retour à la normale de l'environnement économique mondial. Les résultats vis-à-vis des annonces de normalisation ne sont pas dispensés dans le tableau 28, car l'échantillon temporel s'arrête ici fin 2015 faute de disponibilité de données sur les contrôles de capitaux.

Comme dans notre précédente analyse, seules les mesures contraignant les flux de capitaux sortants ont eu pour conséquence de freiner l'appréciation des monnaies émergentes. Le signe positif du coefficient relatif à cette variable traduit des pressions à la dépréciation des monnaies considérées conformément à l'approche de Ostry et *al.* (2010).

TABLE 26 – Effets des variations des modalités d'intervention de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{treas}10y)$	0.472*** (0.0813)	0.0699 (0.0771)	-0.252*** (0.0387)	-0.757*** (0.146)
$\Delta \ln(\text{fedd}10y)$	0.0642** (0.0265)	-0.0383 (0.0256)	-0.00531 (0.0118)	-0.0314 (0.0506)
$\Delta \ln(\text{mbs}10y)$	0.122** (0.0510)	-0.0154 (0.0523)	-0.0781*** (0.0247)	-0.0577 (0.107)
$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	0.0437*** (0.0116)	-0.0560*** (0.0148)	-0.0199*** (0.00628)	-0.0131 (0.0238)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0341*** (0.00864)	0.0181* (0.0105)	0.0229*** (0.00473)	0.0497*** (0.0179)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.279*** (0.0579)	0.306*** (0.0626)	0.159*** (0.0329)	0.388*** (0.129)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	0.0113 (0.0320)	-0.0664** (0.0301)	-0.0234 (0.0174)	-0.0765 (0.0564)
$\Delta \ln(\text{pr})$	0.0643 (0.0634)	0.0770 (0.0566)	0.00173 (0.0220)	-0.156 (0.138)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	-0.00638* (0.00365)	-0.000147 (0.00388)	-0.000272 (0.00222)	-0.00697 (0.00709)
Observations	1,414	1,402	1,414	1,286
R-squared	0.127	0.037	0.081	0.050
Nombre de pays	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.0251	0.8772	0.1572	0.0067
NW	Yes	No	No	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABLE 27 – Effets des variations des modalités d'intervention et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt (février 2009 - septembre 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{treas}10y)$	0.480*** (0.0841)	0.0374 (0.0781)	-0.260*** (0.0406)	-0.805*** (0.149)
$\Delta \ln(\text{fedd}10y)$	0.0533** (0.0263)	-0.0247 (0.0251)	-0.00127 (0.0113)	-0.00325 (0.0469)
$\Delta \ln(\text{mbs}10y)$	0.140*** (0.0528)	-0.00235 (0.0541)	-0.0736*** (0.0247)	-0.0741 (0.0970)
$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	0.0398*** (0.0117)	-0.0422*** (0.0143)	-0.0156** (0.00626)	0.000631 (0.0236)
$anQE1$	0.0135* (0.00699)	-0.0234*** (0.00852)	-0.0112*** (0.00418)	-0.0616*** (0.0139)
$anQE2$	0.00469 (0.00721)	0.0104* (0.00589)	0.00315 (0.00405)	-0.0163 (0.0161)
$anQE3$	0.0193*** (0.00471)	0.00539 (0.00666)	-0.00647** (0.00306)	-0.0279* (0.0155)
$anTaper$	-0.0127*** (0.00471)	0.0289*** (0.00633)	0.0112*** (0.00244)	0.0404*** (0.00979)
$anNorm$	0.0162*** (0.00475)	-0.000165 (0.00641)	-0.00224 (0.00382)	-0.0139 (0.0124)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0384*** (0.00858)	0.0195* (0.0104)	0.0246*** (0.00472)	0.0601*** (0.0175)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.297*** (0.0592)	0.295*** (0.0624)	0.162*** (0.0328)	0.431*** (0.132)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	0.0133 (0.0319)	-0.0708** (0.0298)	-0.0248 (0.0173)	-0.0906 (0.0567)
$\Delta \ln(\text{pr})$	0.0655 (0.0632)	0.0910 (0.0563)	0.00620 (0.0217)	-0.146 (0.137)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	-0.00397 (0.00366)	-0.00301 (0.00398)	-0.00165 (0.00218)	-0.0153** (0.00702)
Observations	1,414	1,402	1,414	1,286
R-squared	0.140	0.060	0.098	0.082
Nombre de pays	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.0628	0.841	0.1955	0.0145
NW	Yes	No	No	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABLE 28 – Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt (février 2009 - décembre 2015)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{treas}10y)$	0.648*** (0.0909)	0.0695 (0.0896)	-0.367*** (0.0467)	-0.978*** (0.161)
$\Delta \ln(\text{fedd}10y)$	0.0368 (0.0300)	-0.0234 (0.0271)	0.0150 (0.0122)	0.0119 (0.0492)
$\Delta \ln(\text{mbs}10y)$	0.193*** (0.0570)	-0.0190 (0.0581)	-0.114*** (0.0270)	-0.132 (0.101)
$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	0.0707*** (0.0155)	-0.0650*** (0.0177)	-0.0336*** (0.00763)	-0.0283 (0.0314)
$anQE1$	0.0175** (0.00813)	-0.0175** (0.00869)	-0.0120*** (0.00428)	-0.0671*** (0.0148)
$anQE2$	0.0129* (0.00701)	0.0122** (0.00602)	-0.00107 (0.00445)	-0.0235 (0.0162)
$anQE3$	0.0253*** (0.00504)	0.00496 (0.00728)	-0.0109*** (0.00320)	-0.0327** (0.0155)
$anTaper$	-0.00444 (0.00505)	0.0282*** (0.00664)	0.00612** (0.00263)	0.0324*** (0.00997)
$anNorm$	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0284*** (0.00987)	0.00989 (0.0112)	0.0165*** (0.00512)	0.0393** (0.0187)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.316*** (0.0732)	0.331*** (0.0699)	0.195*** (0.0338)	0.432*** (0.143)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	0.0430 (0.0383)	-0.0883** (0.0343)	-0.0403* (0.0210)	-0.0978 (0.0646)
$\Delta \ln(\text{pr})$	0.105 (0.0734)	0.0166 (0.0646)	-0.0395** (0.0190)	-0.240 (0.154)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	-0.00491 (0.00397)	-0.00260 (0.00400)	-0.00159 (0.00222)	-0.0151** (0.00717)
$ikr$	0.00341 (0.0261)	0.0190 (0.0239)	-0.0143 (0.0139)	-0.0328 (0.0463)
$okr$	-0.0302 (0.0342)	0.0451 (0.0349)	0.0634*** (0.0199)	-0.0295 (0.0694)
$rcfx$	-0.00300 (0.00761)	-0.00619 (0.00674)		-0.00118 (0.0180)
Observations	1,014	1,002	1,014	1,014
R-squared	0.191	0.089	0.168	0.102
Nombre de pays	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.1647	0.2286	0.0951	0.0877
NW	No	No	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 2. Les effets durant la période expansionniste

Nous allons ici désagréger les différents volets de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. L'objectif est de vérifier s'il existe une hétérogénéité de la réponse de nos variables d'intérêt suivant la période et selon les modalités d'intervention de la Réserve fédérale.

### a. Le QE1

Le tableau 29 présente les résultats sur la période février 2009 - juillet 2010. Le premier fait marquant est la prépondérance des effets des achats de bons du Trésor sur les indices actions émergents. Nous observons un coefficient positif, significatif et élevé. En comparant ce résultat avec l'effet moyen sur toute la période ou en prenant en compte toutes les modalités agrégées (tableau 20 page 130), le coefficient est respectivement 4 à 5 fois supérieur. La variation des achats de MBS a elle aussi des effets supérieurs à la moyenne sur les indices actions émergents. Toutefois, rappelons qu'en termes d'ampleur, le premier volet se concentre principalement sur les achats de titres hypothécaires.

Les variations au bilan de la banque centrale américaine n'ont pas eu de conséquence sur les rendements souverains et ce, quelle que soit la modalité d'intervention. Néanmoins, les achats de bons du Trésor et de titres hypothécaires ont entraîné des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et aux entrées de capitaux nettes. Ces conséquences ont été plus importantes que les effets moyens (tableau 20 page 130).

En considérant les achats de titres d'agence, ceux-ci ont eu des effets inverses. Leurs variations ont entraîné des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux sorties de capitaux. Cet effet est plutôt étonnant et signifie que l'acquisition de ces titres par la Fed n'est pas perçue par les marchés comme les autres achats. Ce résultat peut tenir au contexte. Les titres d'agence représentent des actifs hypothécaires garantis par le gouvernement américain. Les difficultés financières des deux principales agences (Fannie Mae et Freddie Mac) font peser un risque sur la sphère financière et économique des États-Unis. Les achats de ces titres illiquides par la banque centrale peuvent être perçus comme un mauvais signal par les investisseurs internationaux.

Sur cet échantillon restreint, les annonces n'apparaissent pas significatives.

De plus, aucun instrument de contrainte à l'ouverture financière n'a aidé les pays émergents à se prémunir contre les effets de report.

Au terme de ce premier épisode, nous pouvons noter que les effets se concentrent principalement sur les marchés actions entraînant des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes ainsi que des pressions aux entrées nettes de capitaux.

TABLE 29 – Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE1 (février 2009 - juillet 2010)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(treas10y)$	2.009*** (0.217)	0.224 (0.305)	-0.618*** (0.0855)	-1.818*** (0.394)	2.030*** (0.226)	0.197 (0.294)	-0.618*** (0.0870)	-1.845*** (0.394)	2.062*** (0.247)	0.352 (0.315)	-0.632*** (0.0935)	-1.861*** (0.403)
$\Delta \ln(fedd10y)$	-0.210*** (0.0431)	-0.00952 (0.0413)	0.0816*** (0.0177)	0.220*** (0.0589)	-0.209*** (0.0457)	-0.0117 (0.0411)	0.0816*** (0.0177)	0.219*** (0.0595)	-0.200*** (0.0487)	-0.0167 (0.0430)	0.0837*** (0.0184)	0.218*** (0.0596)
$\Delta \ln(mbs10y)$	0.432*** (0.0899)	-0.0982 (0.0902)	-0.186*** (0.0417)	-0.274** (0.122)	0.433*** (0.0877)	-0.0983 (0.0894)	-0.186*** (0.0417)	-0.275** (0.123)	0.415*** (0.0937)	-0.119 (0.0941)	-0.190*** (0.0426)	-0.276** (0.123)
<i>anQE1</i>					0.0123 (0.0110)	-0.0187 (0.0138)	4.90e-05 (0.00549)	-0.0163 (0.0208)	0.0125 (0.0116)	-0.0148 (0.0142)	0.00146 (0.00595)	-0.0174 (0.0212)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0841*** (0.0259)	-0.0118 (0.0298)	0.0179 (0.0129)	-0.0330 (0.0521)	-0.0912*** (0.0268)	-0.00129 (0.0303)	0.0179 (0.0134)	-0.0235 (0.0574)	-0.0893*** (0.0276)	0.00431 (0.0309)	0.0183 (0.0133)	-0.0231 (0.0575)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.487*** (0.107)	0.219* (0.128)	0.156*** (0.0602)	0.0473 (0.270)	-0.522*** (0.112)	0.273** (0.138)	0.155** (0.0638)	0.0942 (0.301)	-0.515*** (0.118)	0.291** (0.143)	0.163** (0.0637)	0.0951 (0.302)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0469 (0.0821)	-0.00280 (0.0722)	-0.0187 (0.0300)	-0.000866 (0.112)	0.0576 (0.0810)	-0.0167 (0.0687)	-0.0187 (0.0307)	-0.0148 (0.118)	0.0606 (0.0830)	-0.0459 (0.0669)	-0.0180 (0.0308)	-0.0176 (0.117)
$\Delta \ln(pr)$	0.0131 (0.0804)	0.0408 (0.0905)	-0.0133 (0.0282)	-0.207 (0.157)	0.00596 (0.0830)	0.0518 (0.0898)	-0.0134 (0.0283)	-0.198 (0.159)	0.0321 (0.0804)	0.0703 (0.0900)	-0.0174 (0.0304)	-0.202 (0.160)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0274** (0.0117)	-0.00570 (0.0130)	-0.00378 (0.00598)	-0.00202 (0.0228)	0.0353*** (0.0129)	-0.0176 (0.0155)	-0.00375 (0.00692)	-0.0124 (0.0267)	0.0324** (0.0139)	-0.0144 (0.0157)	-0.00362 (0.00761)	-0.0119 (0.0269)
<i>ikr</i>									-0.144 (0.110)	0.120 (0.110)	0.00159 (0.0443)	0.0585 (0.179)
<i>okr</i>									0.0612 (0.0653)	0.0739 (0.0840)	0.0227 (0.0460)	-0.0314 (0.104)
<i>rcfx</i>									-	-	-	-
Observations	210	198	210	195	210	198	210	195	195	183	195	195
R-squared	0.543	0.056	0.368	0.185	0.545	0.068	0.368	0.187	0.542	0.100	0.375	0.188
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	Yes	Yes	Yes	Yes	0	0	0	0
Wooldridge	0.1777	0.13	0.2112	0.822	Yes	Yes	Yes	Yes	0.0083	0.2495	0.0976	0.8759
NW	No	No	No	No	0	0	0	0	Yes	No	Yes	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



## b. Le QE2

Tout comme lors du QE1, le second volet (août 2010 - juillet 2012) montre une prépondérance des effets des achats de bons du Trésor par rapport aux autres acquisitions de titres (tableau 30). Ici les coefficients relatifs aux achats de titres d'agence ne sont pas affichés dans la mesure où la variation de la détention de ces titres est égale à zéro sur la période et sur les suivantes.

Les achats de bons du Trésor ont pour conséquence une augmentation du taux de croissance des indices actions émergents. Néanmoins, les rendements souverains sont positivement touchés. Cela laisse présager d'une réallocation de portefeuille entre les titres obligataires et les actions expliquée par ce poste au bilan de la Fed sur la période de QE2 (Ree et Choi (2014)). De plus, les monnaies émergentes rencontrent des pressions à l'appréciation suite aux achats de bons du Trésor.

Si l'on se concentre sur les achats de titres hypothécaires, le constat est inverse. Ceux-ci causent des pressions aux sorties de capitaux corroborées par des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et par une diminution du taux de croissance des indices actions émergents. Toutefois, la variation des détentions de ces titres explique une diminution significative des rendements souverains. Cela peut nous laisser penser que les achats de MBS entraînent des mouvements vers les titres obligataires et des reflux concernant les mouvements en actions.

Ces deux résultats sont particulièrement intéressants dans la mesure où nos variables désagrégées permettent d'établir une réelle différence d'impact. Lorsque nous considérons un indicateur de taux anticipé ou non (dans le premier chapitre de cette partie), l'effet d'une politique plus expansionniste sur les rendements de titres souverains émergents se révélait être négatif, traduisant des entrées de capitaux dans ces pays placés dans ce genre de support. Toutefois, lorsque nous avons pris l'actif de long terme de la banque centrale, nous n'observons sur cette période aucun effet. La décomposition en fonction des modalités permet alors une conclusion plus étayée. Les achats de la Fed en bons du Trésor ont un effet positif alors que ceux en titres hypothécaires ont des conséquences négatives sur ces rendements. Cela corrobore l'étude de Fratzscher et *al.* (2012) qui montre que les achats de MBS entraînent des entrées de capitaux placés en titres de dette alors que les acquisitions de bon du Trésor ont les effets opposés. Ils le justifient par le fait que les achats de titres hypothécaires par la Fed permettent de rassurer les marchés quant aux risques qui pouvaient peser sur ce genre d'actif. Cela crée alors des effets de report sur les autres marchés obligataires mondiaux.

Les annonces du second volet se sont matérialisées par de relatives appréciations des indices actions et des pressions aux mouvements de capitaux entrants. Néanmoins, celles-ci ont aussi entraîné une augmentation du taux de croissance des rendements souverains émergents.

Conformément à la littérature, l'adoption d'un régime de change fixe entraîne des pressions à la diminution des rendements souverains (di Giovanni et Shambaugh (2008)).

Ce second volet se caractérise donc sensiblement par une hétérogénéité flagrante des effets sur nos variables d'intérêt en fonction des modalités d'intervention de la Réserve fédérale.

TABLE 30 – Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE2 (août 2010 - juillet 2012)

Variables	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$	$\Delta \ln(Stock)$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(Er)$	$kfmp$
$\Delta \ln(treas10y)$	0.314** (0.124)	0.495*** (0.104)	-0.143*** (0.0550)	-0.101 (0.220)	0.475*** (0.131)	0.638*** (0.111)	-0.169*** (0.0558)	-0.267 (0.235)	0.473*** (0.138)	0.609*** (0.118)	-0.174*** (0.0579)	-0.269 (0.240)
$\Delta \ln(fedd10y)$												
$\Delta \ln(mbs10y)$	-1.287*** (0.253)	-0.500** (0.226)	0.646*** (0.127)	1.810*** (0.555)	-1.335*** (0.244)	-0.544** (0.226)	0.654*** (0.126)	1.857*** (0.552)	-1.232*** (0.263)	-0.415* (0.241)	0.612*** (0.136)	1.850*** (0.580)
$anQE2$					0.0291*** (0.00728)	0.0261*** (0.00669)	-0.00461 (0.00368)	-0.0300* (0.0157)	0.0294*** (0.00778)	0.0262*** (0.00695)	-0.00466 (0.00390)	-0.0302* (0.0159)
$\Delta \ln(vix)_{-1}$	-0.0990*** (0.0244)	-0.00608 (0.0177)	0.0577*** (0.0119)	0.163*** (0.0485)	-0.119*** (0.0236)	-0.0241 (0.0180)	0.0609*** (0.0112)	0.183*** (0.0480)	-0.112*** (0.0249)	-0.0186 (0.0187)	0.0610*** (0.0120)	0.182*** (0.0483)
$\Delta \ln(sp500)_{-1}$	-0.495*** (0.0937)	0.162** (0.0776)	0.286*** (0.0379)	0.826*** (0.221)	-0.532*** (0.0957)	0.129* (0.0749)	0.292*** (0.0386)	0.863*** (0.219)	-0.499*** (0.100)	0.161** (0.0790)	0.299*** (0.0402)	0.862*** (0.219)
$\Delta \ln(mb)_{-1}$	0.0541 (0.0663)	-0.0210 (0.0534)	-0.0708** (0.0314)	-0.132 (0.126)	0.0670 (0.0647)	-0.00942 (0.0529)	-0.0728** (0.0316)	-0.145 (0.126)	0.0781 (0.0676)	-0.00140 (0.0555)	-0.0867*** (0.0324)	-0.146 (0.127)
$\Delta \ln(pr)$	0.188 (0.115)	-0.100 (0.120)	-0.0278 (0.0308)	-0.213 (0.291)	0.197* (0.116)	-0.0914 (0.116)	-0.0293 (0.0311)	-0.232 (0.290)	0.201* (0.117)	-0.0994 (0.123)	-0.0338 (0.0324)	-0.238 (0.292)
$\Delta \ln(tbills)_{-1}$	0.0246*** (0.00746)	-0.0210*** (0.00513)	-0.0213*** (0.00384)	-0.0600*** (0.0141)	0.0292*** (0.00685)	-0.0169*** (0.00482)	-0.0221*** (0.00376)	-0.0647*** (0.0138)	0.0297*** (0.00723)	-0.0186*** (0.00471)	-0.0229*** (0.00400)	-0.0645*** (0.0138)
$ikr$									0.0792 (0.0742)	0.0682 (0.0615)	0.0239 (0.0426)	0.0628 (0.154)
$okr$									-0.105 (0.0798)	-0.0361 (0.0697)	0.0685 (0.0718)	0.0293 (0.149)
$refx$									-0.00698 (0.0208)	-0.0599*** (0.0131)		0.0302 (0.0385)
Observations	336	336	336	312	336	336	336	312	312	312	312	312
R-squared	0.167	0.139	0.218	0.125	0.198	0.178	0.220	0.134	0.191	0.188	0.227	0.134
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.7584	0.1573	0.0012	0.4266	0.8366	0.1496	0.0016	0.4549	0.9044	0.1335	0.0027	0.6135
NW	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### c. Le QE3

Le tableau 31 présente les résultats, selon les différentes spécifications, relatifs au QE3 (août 2012 - avril 2013). Ce volet se démarque du précédent par l'ampleur plus importante des effets sur nos variables d'intérêt des variations de la détention de bons du Trésor par la Fed. Lorsque nous prenons en compte les annonces, les indices actions émergents sont significativement touchés par les achats de *Treasuries*. En comparant aux résultats traitant toute la période (tableaux 26 page 143, 27 page 144 et 28 page 145), les conséquences sur le QE3 sont plus importantes que l'effet moyen (environ 1,4 contre environ 0,5). Les mouvements de l'actif de la Fed en bons du Trésor entraînent aussi des pressions à l'appréciation des monnaies émergentes et aux mouvements de capitaux entrants nets. Une fois de plus, l'intervention de la Fed sur le marché des obligations souveraines américaines n'a pas d'effet sur les marchés souverains émergents.

Les effets des achats de titres hypothécaires ont, comme le QE2, des effets inverses et expliquent une diminution des rendements souverains émergents. Néanmoins, ce résultat ne tient plus lorsque nous ajoutons les annonces et les indicateurs de contraintes à l'ouverture financière dans nos deux autres spécifications.

Une fois de plus, ces résultats affinent nos conclusions du chapitre précédent qui présentaient des effets agrégés et ne présentaient pas d'effets sur les variations des indices actions. Dans ce volet, ce sont les acquisitions de bons du Trésor qui entraînent des effets de report.

Les communications de la Fed relatives à l'orientation de la politique monétaire lors du troisième volet ont des effets qui ne sont pas robustes non plus aux différentes estimations, contrairement aux autres spécifications retenues. Le degré de désagrégation permet ici de capter plus précisément les effets des achats relativement aux annonces.

Un dernier résultat sur cette période montre la significativité de l'instauration de mesures visant à contraindre les mouvements de capitaux entrants. La mise en place d'une telle politique entrainerait une diminution des rendements souverains émergents et donc par extrapolation, une augmentation de leur prix. Cela paraît contraire à leur objectif. Nous pouvons alors conclure qu'elles n'ont pas d'effet pour ralentir les mouvements de capitaux.

TABLE 31 – Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, QE3 (avril 2012 - avril 2013)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{treas}10y)$	0.0984 (0.325)	-1.681*** (0.440)	-0.202 (0.201)	-0.546 (0.724)	1.460* (0.799)	-1.024 (1.039)	-0.770* (0.412)	-2.450* (1.389)	1.411** (0.715)	-0.813 (1.052)	-0.941** (0.437)	-2.428* (1.410)
$\Delta \ln(\text{fedd}10y)$												
$\Delta \ln(\text{mbs}10y)$	-0.194* (0.118)	-0.301* (0.156)	0.0705 (0.0766)	0.743** (0.301)	0.679 (0.509)	0.120 (0.643)	-0.294 (0.250)	-0.476 (0.859)	0.554 (0.462)	0.272 (0.645)	-0.408 (0.270)	-0.464 (0.893)
$anQE3$					0.0491* (0.0284)	0.0237 (0.0355)	-0.0205 (0.0129)	-0.0685 (0.0454)	0.0410 (0.0265)	0.0302 (0.0364)	-0.0260* (0.0138)	-0.0679 (0.0474)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	0.000381 (0.0167)	0.143*** (0.0248)	0.00922 (0.0101)	-0.0501 (0.0331)	-0.0965 (0.0602)	0.0964 (0.0730)	0.0497* (0.0279)	0.0851 (0.0902)	-0.0797 (0.0579)	0.0902 (0.0733)	0.0597** (0.0293)	0.0845 (0.0944)
$\Delta \ln(\text{sp}500)_{-1}$	-0.119 (0.186)	0.650* (0.341)	0.0425 (0.104)	0.265 (0.303)	-0.631* (0.375)	0.403 (0.482)	0.256 (0.169)	0.980* (0.558)	-0.481 (0.366)	0.386 (0.497)	0.296* (0.175)	0.989* (0.588)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	0.00559 (0.0480)	-0.0802 (0.0631)	-0.0379 (0.0236)	0.155* (0.0941)	-0.00717 (0.0476)	-0.0864 (0.0654)	-0.0326 (0.0237)	0.174* (0.0965)	-0.0129 (0.0476)	-0.108* (0.0639)	-0.0265 (0.0231)	0.172* (0.0965)
$\Delta \ln(\text{pr})$	-0.114 (0.0778)	0.387*** (0.107)	-0.0572 (0.0453)	-0.187 (0.179)	-0.117 (0.0801)	0.386*** (0.107)	-0.0559 (0.0447)	-0.183 (0.177)	-0.100 (0.0799)	0.410*** (0.107)	-0.0645 (0.0442)	-0.171 (0.168)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	-0.0463*** (0.00953)	-0.0299** (0.0138)	0.0131** (0.00644)	0.0429* (0.0229)	0.00508 (0.0307)	-0.00509 (0.0371)	-0.00837 (0.0144)	-0.0287 (0.0485)	-0.00488 (0.0275)	-0.00310 (0.0372)	-0.0123 (0.0151)	-0.0286 (0.0497)
$ikr$									0.0400 (0.0524)	-0.124* (0.0696)	0.0250 (0.0354)	-0.0593 (0.108)
$okr$									-0.110 (0.0711)	0.225 (0.145)	0.0741 (0.0532)	-0.164 (0.186)
$rcfx$									-0.00653 (0.0189)	-0.0221 (0.0150)		0.00909 (0.0219)
Observations	126	126	126	117	126	126	126	117	117	117	117	117
R-squared	0.270	0.342	0.177	0.244	0.295	0.345	0.193	0.257	0.319	0.377	0.229	0.266
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.3378	0.4395	0.9852	0.4166	0.385	0.5813	0.965	0.5492	0.0914	0.0229	0.7606	0.5445
NW	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### d. Le *Tapering*

Lors du *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014), les relations s'inversent (tableau 32). Les achats de titres souverains américains, qui entraînaient jusqu'alors des pressions à la hausse sur les indices actions émergents, ne sont plus significatifs. De plus, ces mêmes achats entraînent une augmentation du taux de croissance des rendements souverains émergents et des pressions aux sorties de capitaux. Cependant, la relation avec ces dernières n'est pas robuste à l'instauration des mesures contraignant l'ouverture financière. Si l'on s'intéresse plus particulièrement à la période, celle-ci est marquée par le ralentissement graduel des achats de titres par la Fed. Autrement dit, cela se caractérise par un taux de croissance négatif des achats de l'autorité monétaire. Ainsi, lors du *Tapering*, ce ralentissement du rythme des achats entraînerait une diminution des rendements souverains et des pressions aux entrées de capitaux. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les annonces ont déjà intégré la composante de surprise. De plus, le ralentissement graduel est la conséquence d'une amélioration des conditions macroéconomiques aux États-Unis, ce qui est susceptible de rassurer les marchés financiers quant à l'avenir de la conjoncture économique mondiale.

À l'inverse, les variations positives de la détention de titres hypothécaires ont toujours pour effet de diminuer le rendement des obligations souveraines émergentes. En utilisant le même raisonnement que pour les bons du Trésor, cela se traduit durant la période par une augmentation de ces rendements, des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux mouvements de capitaux sortants.

Concernant ces deux types de titres, nos conclusions sur l'existence d'effets symétriques sont différentes. Nous montrons qu'en ce qui concerne les variations d'achats de bons du Trésor, il existe une relative asymétrie des effets de report. Les signes des relations sont différents durant cette période comparée à la période dans son intégralité. Cela signifie que les effets de report s'inversent. Autrement dit, la diminution graduelle des achats de bons du Trésor n'entraîne pas de sorties de capitaux. À contrario, les coefficients relatifs aux achats de titres hypothécaires présentent les mêmes signes que lors du second volet (QE2) expansionniste. Cela signifie alors que l'on peut observer des effets symétriques à la diminution du rythme d'achat des MBS, c'est à dire des pressions à l'augmentation des rendements souverains.

Lorsque nous considérons les annonces relatives au ralentissement du programme d'achat de l'autorité monétaire, nous montrons que celles-ci expliquent une diminution des indices actions, une augmentation des rendements souverains ainsi que des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes. Comme nous l'évoquions dans la section précédente, les effets de report négatifs dont ont souffert les pays émergents transitent principalement par les annonces de la banque centrale relatives à ce programme.

Les mesures visant à contraindre les capitaux peuvent avoir des effets dans notre échantillon. L'adoption de contraintes aux mouvements de capitaux entrants n'a pas les effets escomptés puisque cela diminue les rendements souverains émergents. Elles ne sont donc

pas efficaces. De plus, la significativité de notre coefficient demeure faible. Concernant les mesures contraignant les flux de capitaux sortants, elles permettent sur la période d'expliquer des pressions à la dépréciation de la monnaie émergente, ce qui est plutôt positif pour les pays de notre échantillon.

Quand le pays adopte un régime de change fixe, nos résultats montrent que cela entraîne une augmentation du rendement souverain (Jahjah et *al.* (2013)) et des pressions aux mouvements de capitaux sortants. Néanmoins, ces résultats sont peu significatifs.

TABLE 32 – Effets des variations des modalités d'intervention, des annonces de la Fed et de l'ouverture financière sur les variables d'intérêt, *Tapering* (mai 2013 - octobre 2014)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$kfmp$
$\Delta \ln(\text{treas10y})$	-0.0840 (0.485)	2.255*** (0.873)	0.397 (0.290)	1.997** (0.926)	0.347 (0.494)	1.723** (0.783)	0.254 (0.279)	1.602* (0.923)	0.469 (0.553)	1.534* (0.791)	0.190 (0.297)	1.382 (0.899)
$\Delta \ln(\text{fedd10y})$												
$\Delta \ln(\text{mbs10y})$	-0.0767 (0.309)	-1.350** (0.558)	-0.489*** (0.190)	-1.995*** (0.610)	-0.534 (0.335)	-0.785 (0.515)	-0.337* (0.187)	-1.577*** (0.606)	-0.475 (0.348)	-0.958* (0.522)	-0.365* (0.200)	-1.760*** (0.612)
<i>anTaper</i>					-0.0207*** (0.00683)	0.0256** (0.0102)	0.00686** (0.00317)	0.0190 (0.0132)	-0.0231*** (0.00722)	0.0309*** (0.0108)	0.00780** (0.00346)	0.0213 (0.0134)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0255 (0.0217)	0.0676** (0.0341)	0.0149 (0.0106)	0.0893** (0.0414)	-0.0297 (0.0218)	0.0727** (0.0336)	0.0163 (0.0106)	0.0930** (0.0422)	-0.0367 (0.0229)	0.0734** (0.0362)	0.0178 (0.0114)	0.0883** (0.0421)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.915*** (0.203)	1.555*** (0.316)	0.574*** (0.108)	1.786*** (0.424)	-0.786*** (0.209)	1.396*** (0.293)	0.531*** (0.110)	1.668*** (0.422)	-0.835*** (0.217)	1.396*** (0.307)	0.552*** (0.117)	1.612*** (0.418)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	-0.184** (0.0875)	-0.0529 (0.0826)	0.0693** (0.0340)	0.0237 (0.0885)	-0.164* (0.0868)	-0.0770 (0.0820)	0.0628* (0.0338)	0.00789 (0.0894)	-0.158* (0.0905)	-0.0953 (0.0846)	0.0618* (0.0357)	-0.0109 (0.0898)
$\Delta \ln(\text{pr})$	0.00144 (0.134)	0.0472 (0.176)	-0.0355 (0.0537)	-0.248 (0.196)	-0.00632 (0.133)	0.0568 (0.170)	-0.0329 (0.0536)	-0.243 (0.196)	0.0375 (0.132)	0.0421 (0.176)	-0.0430 (0.0544)	-0.254 (0.194)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	0.0218** (0.00887)	-0.0177 (0.0119)	-0.0130*** (0.00465)	-0.0264** (0.0134)	0.0247*** (0.00882)	-0.0212* (0.0119)	-0.0140*** (0.00459)	-0.0290** (0.0136)	0.0257*** (0.00923)	-0.0229* (0.0126)	-0.0149*** (0.00491)	-0.0297** (0.0134)
<i>ikr</i>									0.245 (0.370)	-0.777* (0.418)	-0.190 (0.154)	-0.184 (0.617)
<i>okr</i>									-0.787 (0.582)	1.014 (0.629)	0.239*** (0.0914)	0.597 (0.560)
<i>rcfx</i>									-0.0215 (0.0178)	0.0553* (0.0294)		0.102* (0.0562)
Observations	252	252	252	234	252	252	252	234	234	234	234	234
R-squared	0.131	0.135	0.142	0.106	0.160	0.158	0.154	0.114	0.180	0.196	0.164	0.142
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13	13	13	13	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.4417	0.0822	0.016	0.0072	0.4694	0.001	0.011	0.0047	0.2899	0.0027	0.0116	0.0039
NW	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



### 3. Période de hausse des taux

Le tableau 33 affiche les résultats sur la période décembre 2015 - août 2017. Nous observons que les variations positives de *Treasuries* ont des effets sur le taux de change et les pressions aux mouvements de capitaux. Cela se caractérise par une relative dépréciation des monnaies émergentes et des pressions aux sorties de capitaux.

Les variations au poste des titres hypothécaires dans le bilan de la Fed ont les mêmes effets concernant ces deux variables d'intérêt. À cela s'ajoutent des conséquences négatives sur les indices actions et positives sur les obligations souveraines émergentes.

Durant cette dernière période, les résultats présentent des relations asymétriques pour ces deux types de titres.

Ces résultats peuvent être relativisés par le fait que, durant la période, les variations de ces deux postes de bilan sont très faibles dans la mesure où la Fed n'intervient que pour maintenir le montant d'actif qu'elle détient. C'est-à-dire qu'elle réinvestit les remboursements de capital des titres qu'elle détient.

Les réactions des marchés internationaux à la politique monétaire conventionnelle de la Fed sont ici conformes à la littérature. L'augmentation du taux court terme entraîne des pressions aux sorties de capitaux, à la dépréciation des monnaies émergentes et une diminution du taux de croissance des indices actions émergents.

TABLE 33 – Effets des variations des modalités d'intervention et des annonces de la Fed sur les variables d'intérêt, hausse des taux (décembre 2015 - août 2017)

Variables	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$k f m p$	$\Delta \ln(\text{Stock})$	$\Delta \ln(10y)$	$\Delta \ln(\text{Er})$	$k f m p$
$\Delta \ln(\text{treas}10y)$	-0.948 (0.812)	1.337 (0.986)	1.062* (0.555)	2.512* (1.393)	-0.983 (0.798)	1.390 (0.986)	1.002* (0.569)	2.870** (1.419)
$\Delta \ln(\text{fedd}10y)$								
$\Delta \ln(\text{mbs}10y)$	-1.299** (0.595)	3.043*** (0.848)	1.159** (0.462)	2.444** (1.170)	-1.295** (0.581)	3.036*** (0.845)	1.167** (0.464)	2.612** (1.180)
$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	-0.0511*** (0.0183)	-0.0134 (0.0336)	0.0445*** (0.0139)	0.102*** (0.0381)	-0.0511*** (0.0177)	-0.0134 (0.0337)	0.0445*** (0.0138)	0.106*** (0.0383)
<i>anNorm</i>					0.00333 (0.00571)	-0.00498 (0.00883)	0.00560 (0.00481)	-0.0226 (0.0152)
$\Delta \ln(\text{vix})_{-1}$	-0.0797*** (0.0243)	0.141*** (0.0417)	0.0828*** (0.0185)	0.209*** (0.0543)	-0.0825*** (0.0237)	0.145*** (0.0441)	0.0782*** (0.0195)	0.231*** (0.0584)
$\Delta \ln(\text{sp500})_{-1}$	-0.289* (0.165)	0.547** (0.271)	0.0843 (0.119)	0.665** (0.334)	-0.307* (0.166)	0.574** (0.280)	0.0544 (0.122)	0.831** (0.367)
$\Delta \ln(\text{mb})_{-1}$	-0.00227 (0.0561)	-0.0445 (0.0622)	-0.0389 (0.0348)	-0.162 (0.108)	0.000658 (0.0595)	-0.0489 (0.0629)	-0.0340 (0.0340)	-0.185 (0.115)
$\Delta \ln(\text{pr})$	-0.0434 (0.0799)	0.330*** (0.112)	0.119** (0.0561)	0.160 (0.146)	-0.0397 (0.0790)	0.324*** (0.113)	0.125** (0.0562)	0.150 (0.147)
$\Delta \ln(\text{tbills})_{-1}$	0.00726 (0.0103)	-0.0105 (0.0181)	-0.0183** (0.00719)	-0.0311 (0.0201)	0.00730 (0.00993)	-0.0106 (0.0181)	-0.0182** (0.00713)	-0.0305 (0.0202)
Observations	308	308	308	272	308	308	308	272
R-squared	0.106	0.097	0.198	0.135	0.107	0.097	0.201	0.141
Nombre de pays	14	14	14	13	14	14	14	13
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.0991	0.0085	0.1696	0.2937	0.1009	0.0077	0.109	0.229
NW	Yes	Yes	No	No	No	Yes	No	No

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Dans cette section, nous avons considéré les achats de la banque centrale américaine selon le poste de bilan ou modalité d'intervention. Le tableau 34 récapitule nos principaux résultats. Notre analyse a permis d'affiner les effets mis à jour dans la section précédente. Cela confirme un certain nombre de conclusions et nous fait en tirer de nouvelles. Tout d'abord, nous montrons bien une prépondérance des effets lors de la première période de QE comme la littérature (Chen et *al.* (2012) par exemple). Ensuite, durant certains volets, les effets peuvent s'inverser, notamment lors du QE2. De plus, l'intervention de la politique monétaire non conventionnelle s'est principalement caractérisée par de plus grands effets de report sur les marchés actions qu'obligataires. Ces effets sont toutefois différents selon la modalité d'intervention utilisée par la Fed (Fratzcher et *al.* (2012))

Le fait d'avoir désagrégé l'intervention de la Fed en fonction des variations de certains postes de son bilan permet de montrer que les effets de report sont plus importants lorsque l'autorité monétaire fait varier ses détentions de bons du Trésor (Fratzcher et *al.* (2018) et Macdonald (2017)).

Enfin, la mise en place de mesures réduisant l'ouverture financière n'est pas efficace sur toutes les périodes et vis-à-vis de toutes nos variables d'intérêt.

TABLE 34 – Récapitulatif des estimations avec les modalités et le taux de court terme

	$\Delta \ln(\text{Stock})$							
	$\Delta \ln(\text{treas10y})$	$\Delta \ln(\text{fedd10y})$	$\Delta \ln(\text{mbs10y})$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	+	.	+		+	.	.	.
QE1	++	-	+	.		.	.	
QE2	+		--	+		.	.	.
QE3	++		.	.		.	.	.
Tapering	.		.	-		.	.	.
Normalisation	.		--	.	-			
	$\Delta \ln(10y)$							
	$\Delta \ln(\text{treas10y})$	$\Delta \ln(\text{fedd10y})$	$\Delta \ln(\text{mbs10y})$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	.	.	.		-	.	.	.
QE1	.	.	.	.		.	.	
QE2	+		-	-		.	.	-
QE3	.		.	.		-	.	.
Tapering	++		--	+		-	.	+
Normalisation	.		++	.	.			
	$\Delta \ln(Er)$							
	$\Delta \ln(\text{treas10y})$	$\Delta \ln(\text{fedd10y})$	$\Delta \ln(\text{mbs10y})$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	--	.	-		-	.	-	
QE1	--	+	-	.		.	.	
QE2	-		+	.		.	.	
QE3	--		.	-		.	.	
Tapering	.		--	+		.	++	
Normalisation	++		++	.	.			
	<i>kfmp</i>							
	$\Delta \ln(\text{treas10y})$	$\Delta \ln(\text{fedd10y})$	$\Delta \ln(\text{mbs10y})$	<i>annonces</i>	$\Delta \ln(\text{fedfunds})$	<i>ikr</i>	<i>okr</i>	<i>rcfx</i>
Toute la période	-	.	.		.	.	.	.
QE1	--	+	-	.		.	.	
QE2	.		++	-		.	.	.
QE3	--			.		.	.	.
Tapering	.		--	.		.	.	+
Normalisation	++		++	.	+			

Avec beaucoup d'effets positifs (++) , des effets positifs (+) , pas d'effet ou effets non robustes (.) , des effets négatifs (-) , d'importants effets négatifs (- -) . L'absence de caractère est expliqué par le fait que la variable n'est pas caractérisée dans l'estimation ou que celle-ci comporte trop de modalités (pour les annonces sur toute la période).

## Conclusion Chapitre 2

L'analyse développée dans ce chapitre, en prenant en compte différents indicateurs quantitatifs de la politique monétaire non conventionnelle, a permis de montrer des effets hétérogènes sur les pays émergents. Outre le fait que ceux-ci ont subi des impacts importants lors du QE1 et du *Tapering*, nous avons établi que les marchés actions ont été les plus sensibles à l'adoption de cette politique monétaire ultra accommodante. La désagrégation des détentions d'actifs de long terme au bilan de la Fed montre que les achats en bons du Trésor américains sont les plus significatifs pour expliquer les effets de report dont ont souffert les pays émergents, particulièrement sur les marchés actions (Fratzcher et al. (2018)). Concernant les achats en titres hypothécaires, les effets se caractérisent par une diminution des rendements souverains (Fratzcher et al. (2012)). Les annonces relevant du ralentissement graduel de la politique de la Fed ont eu des effets importants entraînant une diminution du taux de croissance des indices actions, une augmentation

du taux de croissance des rendements souverains ainsi que des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes. De tels résultats confortent bien l'hypothèse selon laquelle les décisions de la politique monétaire américaine ont des effets importants sur les pays émergents et peuvent entraîner des crises financières comme celles connues en 2013. De plus, malgré les préconisations du FMI ou de Rey (2013, 2015), la mise en place de contrôles de capitaux ne permet pas toujours aux pays émergents de se prémunir des conséquences de la politique monétaire américaine ni des fluctuations du cycle mondial (Moore et *al.* (2013)). Seules les contraintes aux sorties de capitaux peuvent limiter les flux de capitaux en décourageant les flux les plus volatils (Edwards (1999)). L'analyse de notre modèle se focalisant sur les prix d'actifs peut aussi expliquer la faiblesse de ces résultats. En effet, nous ne mesurons pas directement les flux de capitaux dans cette seconde partie de thèse. De ce fait, il est difficile de conclure sur leur efficacité directe. Enfin, lors de la période la plus récente, l'augmentation du taux directeur de la Fed entraîne une diminution du rendement des indices actions émergents, des pressions à la dépréciation des monnaies et aux sorties de capitaux. Toutefois, nous observons que les variations de l'actif de long terme de la Réserve fédérale ont des effets contraires à ceux durant la phase expansionniste. Nos résultats montrent des pressions aux sorties de capitaux lorsque l'actif augmente. Cela peut laisser présager une normalisation de bilan qui n'entraînerait pas de reflux de capitaux importants venant fragiliser les pays émergents. Les annonces relatives à la réduction du bilan de la Fed n'ont d'ailleurs pas eu de conséquences significatives sur les pays considérés.

Nous faisons le constat dans ce chapitre de l'absence de symétrie des effets de report. Cela signifie que les pressions à l'appréciation des prix des actifs émergents durant la phase expansionniste ne se traduisent pas par des pressions de même ampleur sur leurs diminutions durant les périodes de *Tapering* et de normalisation. Si pour le marché obligataire et les achats de titres hypothécaires, on observe de la symétrie entre la période de QE2 et de *Tapering*, les autres marchés émergents et les autres modalités d'interventions n'affichent pas de symétrie.

# Chapitre 3 : Des conséquences inégales entre les pays émergents

## Introduction Chapitre 3

Si, dans l'ensemble, tous les instruments et toutes les modalités n'ont pas les mêmes impacts sur les variables financières des pays émergents, il est important de s'intéresser aux effets individuels. L'un des objectifs de ce chapitre est de montrer qu'il peut y avoir de réelles hétérogénéités entre les pays émergents face aux effets de report de la politique monétaire non conventionnelle. Notre second objectif s'inscrit dans une réflexion prospective. Notre but sera d'estimer si les effets de report seront symétriques entre les deux périodes d'étude que nous considérons. Nous entendons la symétrie des effets comme des conséquences de la normalisation de bilan de même ampleur que lors de la phase expansionniste du QE, mais de signe opposé. Peu d'études se sont concentrées sur une analyse en séries temporelles sur les prix d'actifs. Toutefois, l'intérêt est grand puisqu'à l'heure où la Fed commence à normaliser son bilan, les effets de report peuvent s'inverser et venir fragiliser les pays émergents comme lors de l'annonce du *Tapering* en 2013. Pour ce faire, nous allons utiliser un modèle VARX, sur des données hebdomadaires, permettant de simuler des chocs de politique monétaire purement exogènes sur les variables financières des pays émergents. Toujours par souci de relever les hétérogénéités des conséquences, nous allons désagréger notre étude en fonction des périodes, des modalités d'intervention et des pays émergents. À notre connaissance, une telle étude n'a jamais été menée par la littérature. Même si les économistes ont déjà utilisé ce genre de méthodes et d'indicateurs, aucun n'a réellement envisagé les conséquences de la normalisation du bilan de la Fed sur les pays émergents. Notre travail permettra alors de montrer s'il existe une symétrie entre la période d'achat, que nous appelons expansionniste (janvier 2009 - juin 2013), et celle de normalisation (novembre 2014 - mai 2018) sur chaque pays émergent retenu. Les résultats nous amèneront à conclure sur les effets de report potentiels à attendre de la réduction progressive et annoncée du bilan de la Réserve fédérale sur les prix d'actifs émergents.

Dans un premier temps, nous expliciterons la modélisation que nous avons retenue, puis nous analyserons les résultats vis-à-vis de la période expansionniste et celle de normalisation.

## I. Présentation du modèle VARX

Notre modèle économétrique reprend la méthodologie de Miyajima et *al.* (2014), Tillman et *al.* (2019). Les premiers, comme nous l'avons vu dans la première partie de cette thèse, utilisent un VARX en panel pour mesurer les effets de la politique monétaire américaine sur un certain nombre d'indicateurs réels et financiers des pays émergents d'Asie<sup>59</sup> entre 2009 et 2012. Ils considèrent que l'indicateur de politique monétaire, le taux de long terme, est une variable purement exogène. Tillman et *al.* (2019) développent quant à eux un modèle VARX et traitent de 10 pays émergents<sup>60</sup> entre 2004 et 2014. L'objectif en estimant un modèle différent par pays est ici de pouvoir différencier les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle entre les pays. Les auteurs procèdent à une estimation d'un VAR en deux étapes. La première étape est l'estimation d'un VAR sur des données américaines comme nous avons pu le faire dans le premier chapitre de cette partie. Leur seconde étape prend en compte comme variables endogènes l'indice actions du pays émergent, son taux de change à l'incertain et le rendement de ses obligations souveraines à échéance 10 ans et comme variable exogène la « surprise » monétaire estimée.

Notre étude va reprendre la modélisation de ces auteurs tout en apportant à la littérature des réponses vis-à-vis des points suivants.

Premièrement, notre échantillon de pays émergents va diverger. Nous allons nous concentrer sur 14 pays émergents. Nous considérons : l'Afrique du Sud, le Brésil, le Chili, la Colombie, la Corée du Sud, l'Inde, l'Indonésie, le Mexique, le Pérou, la Russie, Taïwan, la Thaïlande, la Turquie, Singapour. Notre échantillon retient les mêmes pays que nos précédents chapitres à savoir les « *Fragile Five* » et les « *Trouble Ten* ».

Deuxièmement, nous allons considérer un indicateur de politique monétaire différent. Le but de notre développement est d'estimer les effets de report de la normalisation de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Si les autres études utilisent des indicateurs de taux comme le taux fantôme pour Tillman et *al.* (2019) ou le taux de rendement de long terme pour Miyajima et *al.* (2014), nous préférons utiliser des variables relatives au bilan de la banque centrale américaine. En effet, certains auteurs appréhendent la normalisation de la politique monétaire par une augmentation des taux d'intérêt de court et de long terme. Cependant, le retour à une politique conventionnelle ne nécessite pas seulement de retrouver l'instrument de taux d'intérêt directeur. Il est nécessaire d'inclure la normalisation du bilan, c'est-à-dire une diminution des actifs de long terme que l'institution monétaire détient. Pour cela, nous utiliserons comme indicateur de la politique monétaire non conventionnelle la typologie d'actifs que la Réserve fédérale a acquis durant la conduite du QE, à savoir : les titres d'agence (FAD), les titres hypothécaires (MBS) et les bons du Trésor de long terme comme nous l'avons fait précédemment. Cela permet d'isoler les effets de chaque modalité sur les prix d'actifs émergents.

---

59. Indonésie, Corée du Sud, Malaisie, Singapour et l'Inde.

60. Brésil, Chili, Corée du Sud, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Pologne, République tchèque.

Troisièmement, Tillman et *al.* (2019) ont estimé leur VARX en deux étapes en isolant la « surprise » monétaire mensuelle. Ils utilisent l'interpolation linéaire permettant de passer leurs données mensuelles à des données hebdomadaires dans leur VARX. Toutefois, une telle transformation peut entraîner une perte d'information dans la surprise monétaire. Pour cela, nous nous cantonnerons à utiliser les indicateurs de bilan « bruts » comme variables exogènes.

Quatrièmement, nous utilisons un échantillon temporel plus large qui nous permet de prendre en compte à la fois la période expansionniste (2009 - 2013) et la période de normalisation (2014 - 2018) des taux et du bilan de l'autorité monétaire américaine. Cela nous permettra d'estimer les effets de report de la réduction du bilan de la Fed sur les pays émergents, ce qui n'a pas encore été étudié par la littérature.

## A. Le modèle VARX

Développé dans la littérature par les travaux de Sims dans les années 80, le modèle VAR est utilisé par les auteurs pour étudier les implications de la politique monétaire sur d'autres variables. Il permet de prendre en compte les liens économiques qui existent entre toutes les variables endogènes considérées. Le VAR présente alors un système d'équations simultanées. Le modèle que nous allons développer ici s'inscrit dans une modélisation classique des modèles VAR. Cependant, nous considérons notre variable de choc comme exogène. C'est cette spécificité qui caractérise le VARX par rapport à un VAR classique. Paul (2018) utilise la « surprise » monétaire au sein d'un VARX pour estimer les effets de la politique monétaire sur les prix d'actifs. Il justifie l'utilisation d'un VARX plutôt que d'un VAR structurel du fait qu'il économise le nombre de contraintes à inclure dans ce genre de modèle.

La formalisation du modèle sous forme vectorielle peut être présentée comme suit :

$$Y_t = B_0 + B(L)Y_t + b \times X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Avec  $B(L)$  le polynôme de l'opérateur retard. Ici, la variable exogène est considérée par le terme  $X$ . Nous utilisons la variation des bons du Trésor de long terme ( $Treas10$ ), des titres hypothécaires de long terme ( $MBS10$ ), ainsi que des titres d'agence de toutes échéances ( $FAD$ ) en millions de dollar. À la différence des deux chapitres précédents de cette deuxième partie, nous ne considérons pas que les titres d'agence de long terme. En effet, le fait que la variation de ces titres soit nulle entre début 2010 et 2018 ne nous permet pas de l'intégrer dans les variables exogènes de notre modèle. Cette variable est automatiquement mise de côté par le logiciel puisqu'elle est égale à zéro sur notre seconde période de normalisation. Enfin, lorsque nous nous intéressons à la période de normalisation, nous ajoutons le taux directeur des *Fed funds* effectif ( $Fedfunds$ ) dans les variables exogènes. Ces variables sont exprimées, comme précédemment, en différence première.



Le vecteur des variables endogènes  $Y$  représente comme chez Tillman et *al.* (2019) : l'indice actions du pays émergent ( $stock$ ), le taux de change à l'incertain du pays émergent ( $Er$ ), le taux de rendement des obligations souveraines à échéance 10 ans ( $10y$ ).

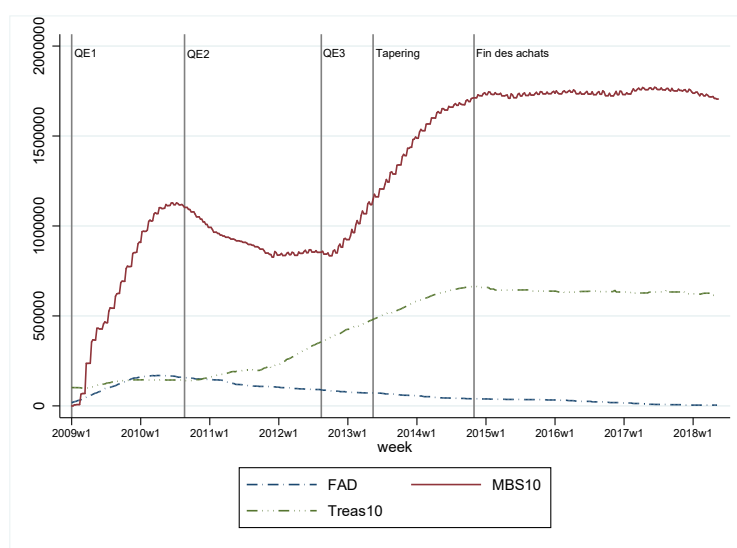
$$Y_t = (stock_t, Er_t, 10y_t)$$

Notre modèle est estimé avec 6 retards comme chez Tillman et *al.* (2019)

## B. Les variables

Les variables considérées sont l'indice actions et le taux de change (ces deux premières variables sont exprimées en taux de croissance par souci de stationnarité<sup>61</sup> et d'interprétation des résultats), le taux de rendement des obligations souveraines (utilisé en différence première). Cela nous permet de faciliter la comparaison entre les pays. Comme nous l'indiquions précédemment, notre analyse ne peut prendre en compte les titres d'agence de long terme puisque ceux-ci n'évoluent plus à partir de la semaine du 19 novembre 2010. Nous avons donc choisi d'utiliser la détention des titres d'agence de tout horizon temporel. Le graphique 8 montre l'évolution de nos variables exogènes sur la période d'étude.

FIGURE 8 – Évolution du bilan de la Fed en millions de dollars suivant les modalités d'intervention



Données : FED

Nous estimons le VARX présenté pour chaque pays. Nos variables sont hebdomadaires entre la semaine du 1er janvier 2009 et la semaine du 17 mai 2018. Cette période est scindée en deux parties. La première représente la phase expansionniste du QE de la Fed entre le 1er janvier 2009 et le 30 mai 2013. La seconde période capte les effets lors de la normalisation de la politique monétaire américaine entre la semaine du 6 novembre 2014 et le 17 mai 2018. Nous mettons volontairement de côté la période de *Tapering* du fait de sa spécificité. Les données relatives aux pays émergents sont issues de Datastream. Les indicateurs de bilan de la Fed ont été extraits du site de la Fed<sup>62</sup>. Deux pays réclament

61. Tests de stationnarité disponibles en annexe, tableau D.1 page 285

62. <http://fred.stlouisfed.org/>.

notre attention. Le Pérou et la Turquie ne présentent pas le même échantillon temporel que les autres pays émergents considérés en ce qui concerne les rendements souverains de long terme. Les données pour le Pérou commencent la semaine du 28 mai 2009 et celles pour la Turquie la semaine du 20 janvier 2010. Les VARX pour ces deux pays sont donc estimés à partir de ces dates. Le tableau des statistiques des données est présenté en annexe tableau A.2 page 279.

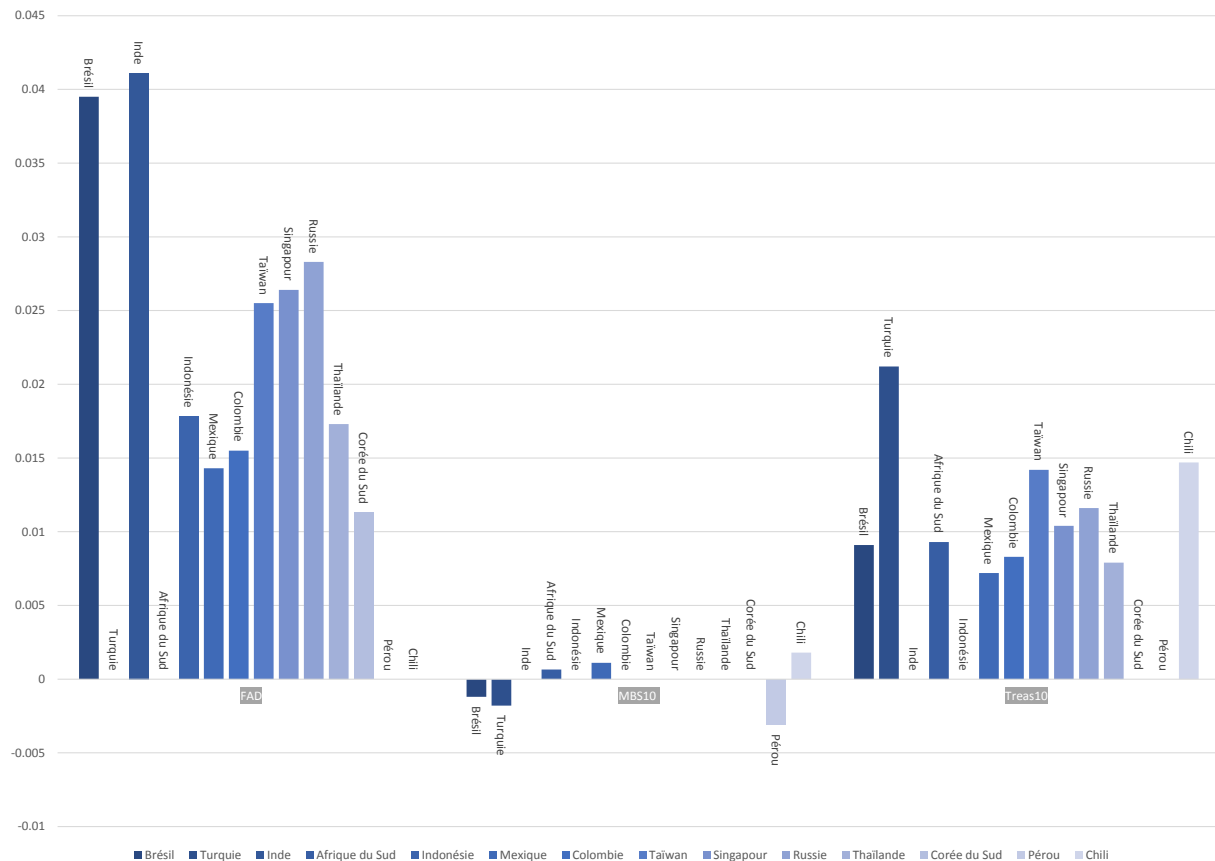
L'étude de notre modèle VARX se fait par le biais d'une analyse des fonctions de réaction ou impulsion. Si l'on souhaite étudier les effets d'un choc des variables exogènes sur les variables endogènes, il faut calculer les fonctions d'impulsion du multiplicateur dynamique. Les figures que nous allons produire s'interprètent comme un choc d'une unité de la variable exogène sur les variables endogènes. Ici, nous observerons les effets d'une augmentation d'un million de la variation des achats de titres d'agence, de titres hypothécaires et de bons du Trésor. Nous compléterons notre étude dans un second temps par l'analyse d'une augmentation de 1 point de la variation du taux directeur de la Fed durant la période de normalisation. Les graphiques présentent les effets cumulés sur quatre périodes, c'est-à-dire sur un mois. En effet, les achats de la banque centrale se produisant de façon mensuelle, il est intéressant d'observer les effets induits sur le mois d'intervention. Enfin, l'absence de valeur dans les figures signifie que les effets ne sont pas significatifs. Les fonctions d'impulsions simples de chaque pays sont disponibles en annexe E page 289.

## II. Des réponses hétérogènes suivant les pays émergents

### A. La période expansionniste (janvier 2009 - mai 2013)

#### 1. Sur l'indice actions

FIGURE 9 – Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois



Le graphique 9 présente les résultats sur la période expansionniste de l'indice actions. Nous observons que tous les pays ne sont pas également touchés par les différentes modalités. Les achats de titres d'agence (FAD) paraissent entraîner le plus d'effets de report. Il faut cependant rappeler que ces achats ne se sont produits qu'au début de la période et que leur ampleur demeure faible. De plus, leur variation est négative à partir du 18 mars 2010. L'ampleur des coefficients peut alors être relativisée. Toutefois, beaucoup de pays souffrent de conséquences sur leur indice actions lorsque la banque centrale augmente sa détention de titres d'agence sauf pour la Turquie, l'Afrique du Sud, le Pérou et le Chili. Le Brésil et l'Inde sont les pays les plus touchés et enregistrent une variation du taux de croissance de leur indice actions avoisinant 0,04 point de pourcentage. La faiblesse de nos valeurs s'explique par le fait que notre choc est calibré sur une augmentation de 1 million de dollars de titres à l'actif de la banque centrale. Le programme d'achat de la Fed se mesurant en milliards de dollars, la faiblesse de nos estimations peut être relativisée. À l'inverse, l'absence d'effet significatif pour un certain nombre de pays peut être due à

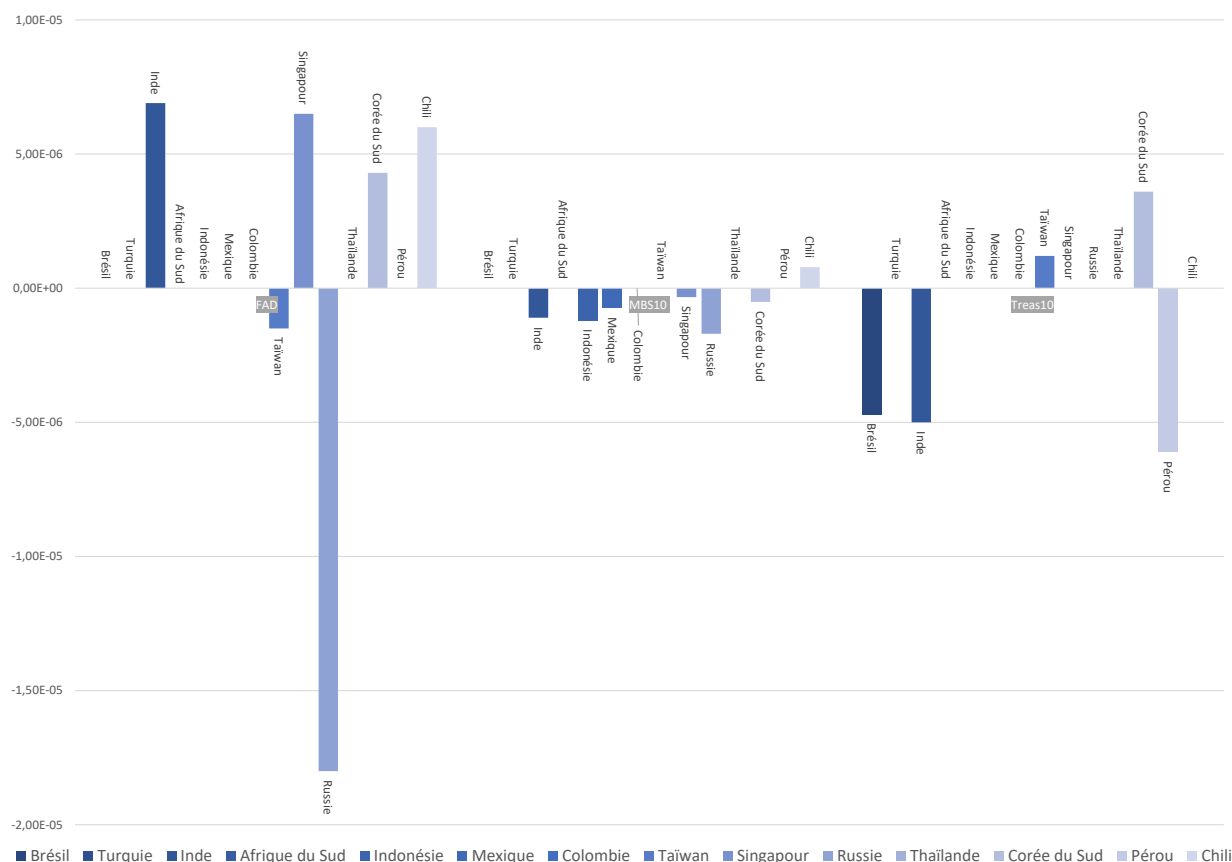
des politiques macroprudentielles mises en place très tôt dans le pays pour protéger les économies des mouvements de capitaux, dans le cas du Pérou par exemple (Rossini et *al.* (2011)).

Malgré l'ampleur des montants des titres hypothécaires de long terme au bilan de la Fed (MBS10), une augmentation des achats n'entraîne que peu d'effets sur les indices actions émergents. La Turquie, comme le Brésil, connaissent même des taux de croissance négatifs. Cependant, ces variations sont très proches de zéro. Cela corrobore nos résultats du chapitre précédent qui établissaient que la variation des titres hypothécaires au bilan de la Fed pouvait avoir des effets négatifs sur les marchés actions émergents, notamment lors du QE2.

À l'inverse, les achats de bons du Trésor américains de long terme (Treas10) lors du QE présentent des effets positifs sur le taux de croissance des indices actions de tous les pays émergents. La Turquie, le Chili et Taïwan sont les plus touchés et connaissent respectivement une augmentation de leur taux de croissance de leur indice actions de 0,021, 0,0147 et 0,0142 point de pourcentage. Inversement, l'Inde, l'Indonésie, la Corée du Sud et le Pérou ne sont pas significativement affectés par la variation des détentions de bons du Trésor de long terme à l'actif de la Fed. Néanmoins, en moyenne, les effets demeurent bien supérieurs à un choc sur les titres hypothécaires (MBS10) comme le confirment Fratzscher et *al.* (2018) ainsi que nos résultats du chapitre précédent.

## 2. Sur le rendement souverain

FIGURE 10 – Effets d’une variation d’une unité de « politique monétaire » sur la variation des rendements souverains cumulés sur 1 mois



Théoriquement, des mouvements de capitaux induits par la politique de QE et placés en titres de dette souveraine vont augmenter leur prix et diminuer les rendements souverains. Nous observons en règle générale que ce sont plus particulièrement les achats de *Treasuries* (Treas10) qui ont eu des effets de report négatifs sur les rendements souverains. Toutefois, les réactions sont hétérogènes selon les pays.

Les achats de titres d’agence (FAD) ont entraîné des entrées de capitaux en obligations souveraines pour la Russie et Taïwan. Le modèle ne pouvant contrôler toutes les variables exogènes, nous pouvons penser que l’importance de la réaction à la baisse de la Russie vis-à-vis des interventions de la Fed, peut être expliquée par le relèvement de sa note, dispensée par les agences de notations en septembre 2010. À l’inverse, d’autres pays connaissent une augmentation de leur rendement donc un désintéressement de ce marché. Pour ces pays, les actions de la Fed ont pour effet de déplacer les capitaux préalablement placés en titres de dette souveraine vers d’autres marchés. Le rendement souverain chilien ne répond que positivement aux chocs, quelle que soit la modalité d’intervention de la Fed, comme pour Tillman et *al.* (2019).

À l’image des réactions des rendements des indices actions, les achats de MBS par la Fed ont peu d’effets sur les rendements souverains comparés à ceux en bons du Trésor

même s'ils sont plus homogènes. Plus de pays sont significativement affectés par les effets des achats de titres hypothécaires sur leur rendement souverain de long terme.

Le Brésil et l'Inde connaissent les réactions les plus marquées à la suite d'un choc sur les bons du Trésor (Treas10). L'orientation de notre étude vient contredire les résultats de Tillman et *al.* (2019) concernant le Brésil. Nous montrons bien ici que lorsque la Fed augmente ses achats de bons du Trésor, le rendement souverain brésilien connaît des pressions à la baisse, conformément à notre étude en panel et à la littérature (Bowman et *al.* (2015))

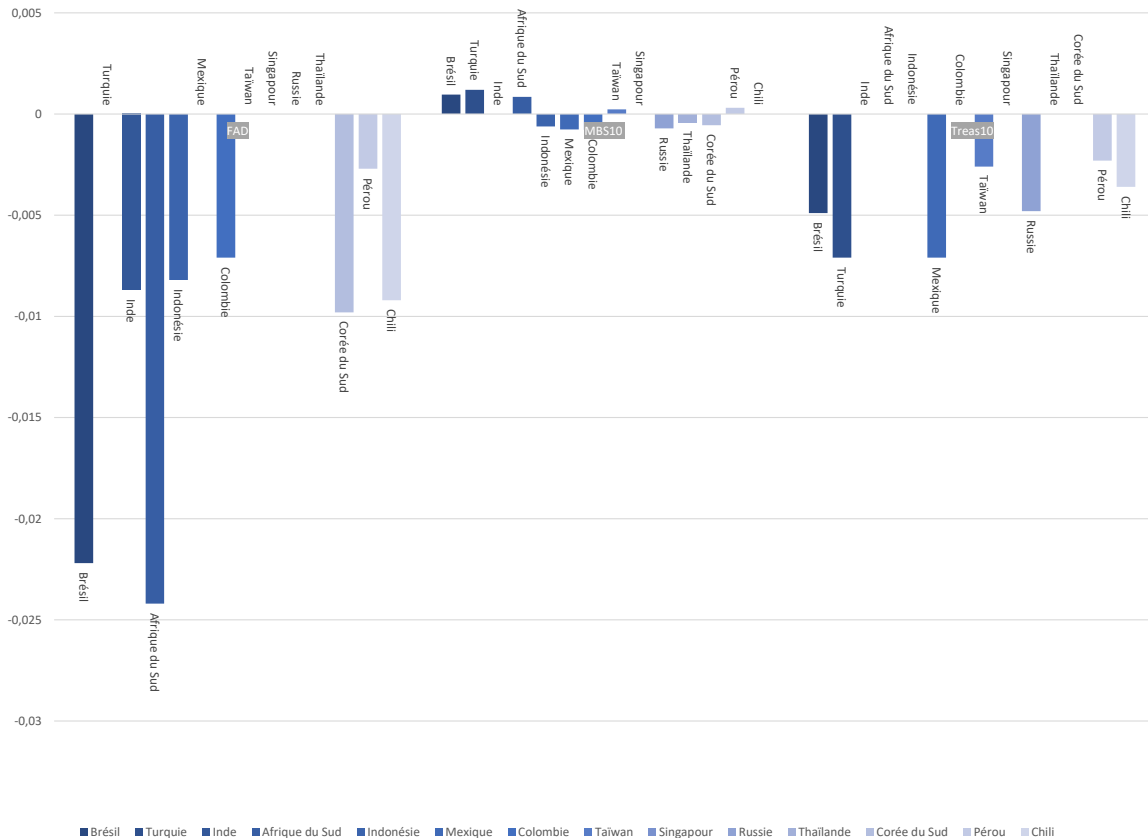
La forte réaction du rendement souverain péruvien peut être expliquée par la dollarisation partielle de son système financier, sensibilisant davantage le pays aux mouvements de capitaux, mais aussi par sa politique monétaire très accommodante sur la période d'étude (Quispe et Rossini (2010)). Inversement, la Corée du Sud ou Taïwan connaissent quant à eux des pressions à l'augmentation de leur rendement. L'exemple de la Corée du Sud est intéressant puisque ce pays est considéré comme « *Safe-Haven* » ou « havre de paix » par Ree et Choi (2014). Ce pays connaît de fortes entrées de capitaux lorsque plane un risque financier important ce qui peut expliquer qu'il ne réagisse pas comme d'autres pays émergents.

L'hétérogénéité des réactions des rendements souverains fait apparaître que les pays asiatiques sont généralement moins sensibles au QE de la Fed que les autres pays. Leur proximité géographique au Japon, menant lui aussi une politique monétaire non conventionnelle, peut expliquer ces réactions (Kawai (2015)). Ces pays sont d'ailleurs plus sensibles aux chocs régionaux qu'aux chocs monétaires venant des États-Unis (Allegret et *al.* (2012)).

De façon générale, nous observons que les chocs sur les MBS ont des effets relativement plus homogènes, mais peu importants sur les rendements souverains à l'inverse des deux autres modalités.

### 3. Sur le taux de change

FIGURE 11 – Effets d’une variation d’une unité de « politique monétaire » sur les taux de change en point de pourcentage cumulés sur 1 mois



Dans le graphique 11, le taux de change est coté à l’incertain des monnaies émergentes. Ainsi, une diminution du taux de change signifie que la monnaie émergente s’apprécie vis-à-vis de la devise américaine et inversement. Ici, en taux de croissance, une valeur négative peut être interprétée comme des pressions à l’appréciation de la monnaie émergente alors qu’une valeur positive s’interprète comme des pressions à la dépréciation de la monnaie émergente.

Une fois encore, les réactions à la suite d’une augmentation des achats de titres d’agence (FAD) sont supérieures à celles liées aux autres titres acquis par la banque centrale. Néanmoins, l’ampleur réelle de ces achats dans le programme de la Fed est bien inférieure à celle liée aux autres titres comme nous l’avons exposée dans le graphique 8 page 164. L’Afrique du Sud, le Brésil, l’Inde et l’Indonésie, quatre des « 5 fragiles », connaissent d’importantes pressions à l’appréciation de leur monnaie conformément à la littérature (Bhattarai et al. (2015)).

Les achats de titres hypothécaires (MBS10) ont quant à eux peu d’effets malgré l’ampleur des détentions au bilan de la Fed. Certains pays connaissent même des pressions à la dépréciation de leur monnaie à la suite d’une telle politique. Néanmoins, ces effets sont

très proches de zéro. C'est aussi ce que l'on observe lorsque les pays émergents comme le Mexique ou la Russie souffrent de pressions à l'appréciation de leur monnaie.

La prépondérance des effets des achats des bons du Trésor (Treas10) par rapport aux titres hypothécaires (MBS10) est une fois de plus vérifiée. Le Mexique et le Brésil font partie des pays émergents les plus touchés par les pressions à l'appréciation de leur taux de change à la suite de chocs sur la politique monétaire non conventionnelle en accord avec Tillman et *al.* (2019). La Turquie est aussi fortement touchée pouvant être expliqué par son déficit courant structurel (Kemal Ozhan et *al.* (2013))

Cependant, malgré les fortes accusations de l'Inde vis-à-vis des effets de report de la politique monétaire américaine sur les pays émergents (Rajan (2015)), les conséquences sur son taux de change sont peu élevées par rapport à d'autres pays. L'assouplissement de sa politique monétaire durant notre période d'étude peut expliquer cela.

La réaction de la Turquie, qu'elle soit nulle (FAD) ou faible (MBS10), peut être expliquée par la politique macroprudentielle que le pays a mise en place dès 2010. En utilisant de nouveaux outils comme un corridor de crédit asymétrique ou un taux de réserve réglementaire en actif étranger, la Turquie a réussi à diminuer les effets du QE sur son taux de change comme le montrent Aysan et *al.* (2014) et Ermisoglu et *al.* (2014).

Lors de la période expansionniste, les achats de titres d'agence ont eu de réels effets de report. Leur ampleur est partout supérieure aux autres modalités d'intervention de la Fed. Toutefois, nous avons vu que le rythme de ces achats et leur envergure ont été très peu élevés par rapport aux deux autres types d'actifs acquis par la banque centrale. Il est alors souhaitable de nuancer l'importance des conséquences financières de cette modalité d'intervention. De plus, nous observons une réelle prépondérance des effets des achats de bons du Trésor par rapport aux titres hypothécaires. Lorsque la Fed augmente ses achats de *Treasuries*, les effets sont plutôt homogènes concernant les taux de change et les indices actions contrairement aux autres modalités.

Les indices actions connaissent des pressions relativement importantes à l'appréciation de leur valeur, montrant de réelles conséquences du QE de la Fed sur ces titres financiers (Hannan (2017)). Concernant les autres actifs financiers endogènes que nous avons retenus, les effets de report sont très hétérogènes entre les pays. Certains rencontrent de fortes pressions à l'appréciation de leur monnaie comme le Brésil, le Mexique ou encore le Chili tandis que d'autres sont moins touchés comme Singapour, l'Indonésie ou la Thaïlande. Cela peut être dû à la dépendance des économies émergentes d'Amérique latine aux États-Unis (Macdonald (2017)). Le choix du régime de change, qui n'est pas contrôlé dans nos estimations, peut aussi expliquer les hétérogénéités qui existent entre les pays.

Les effets des chocs sur les modalités d'intervention de la Fed ont des effets hétérogènes sur les différents pays émergents. Les pays ayant le plus souffert des annonces du *Tapering* en 2013 (Brésil, Inde) sont les plus sensibles durant notre période d'étude.



Enfin, les hétérogénéités des pays peuvent être expliquées par les politiques internes mises en place. L'exemple de la Turquie ou du Pérou est intéressant puisque ces pays ont adopté des politiques monétaires et macroprudentielles susceptibles d'expliquer le degré de leur sensibilité aux chocs de politique de QE.

## **B. Une symétrie dans la normalisation ? (novembre 2014 - mai 2018)**

Si la période expansionniste dans son ensemble a été largement étudiée par la littérature, les effets de report de la normalisation du bilan de la Fed n'ont pas encore été envisagés par les économistes, à notre connaissance. Nous nous proposons donc ici de montrer les conséquences que nous pouvons escompter du retour à la politique monétaire de taux comme unique instrument de la Fed à la suite de la réduction des actifs de long terme à son bilan. Ainsi, l'objectif sera d'apprécier si nous pouvons nous attendre à des effets contraires à la période précédente (asymétriques), ou similaires (symétriques). Dans le cas d'effets symétriques, la diminution du bilan de l'autorité monétaire américaine entraînerait des sorties de capitaux se caractérisant par une diminution des prix d'actifs d'une ampleur comparable aux effets durant la période expansionniste. Inversement, des effets asymétriques engendreraient des entrées de capitaux et une appréciation des prix d'actifs à la suite d'une diminution des détentions d'actifs de long terme au bilan de la Fed.

Rappelons que nos graphiques présentent les résultats cumulés sur un mois d'une augmentation d'une unité de la variation des détentions de titres au bilan de la banque centrale. De ce fait, le choc demeure ici un choc expansionniste. Par conséquent, la symétrie se traduit par un sens de réaction identique à la section précédente, l'asymétrie est représentée par un sens opposé.

## 1. Sur l'indice actions

FIGURE 12 – Effets d'une variation d'une unité de « politique monétaire » sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois

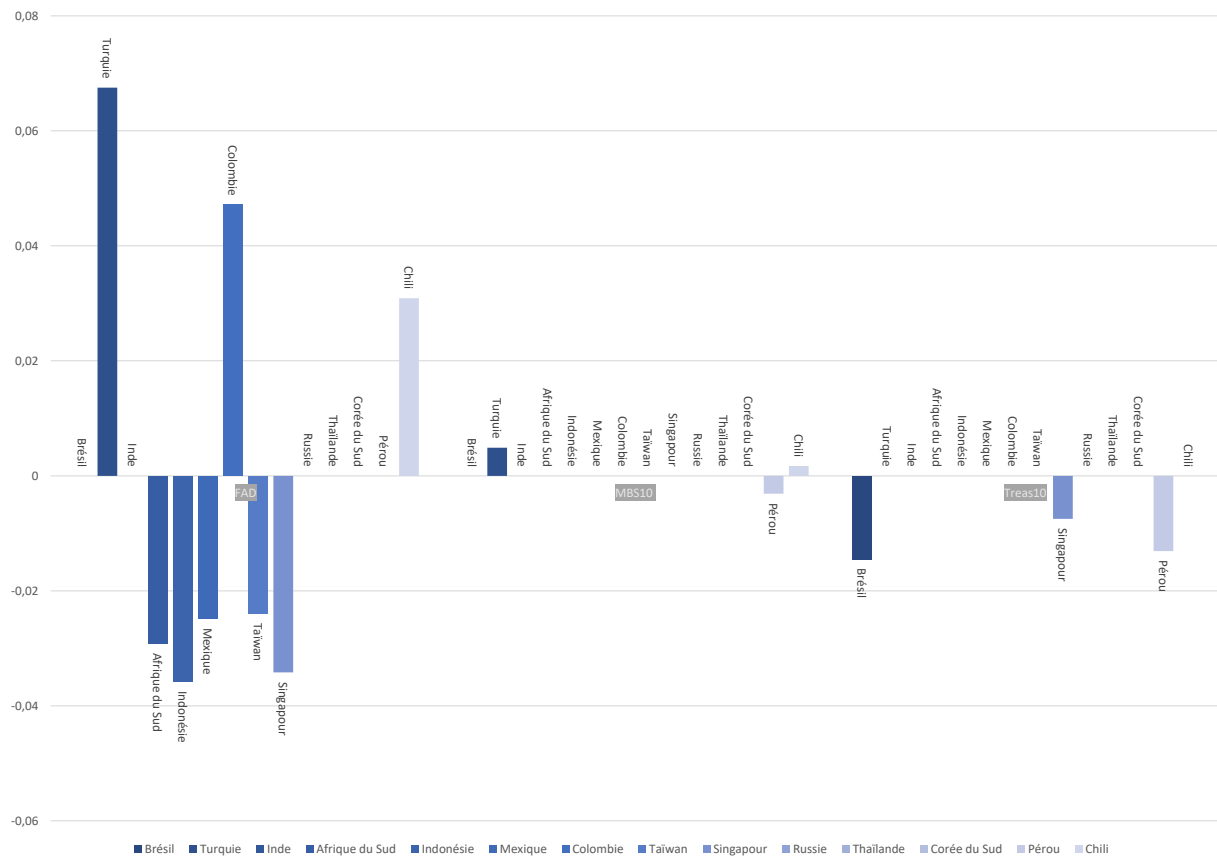
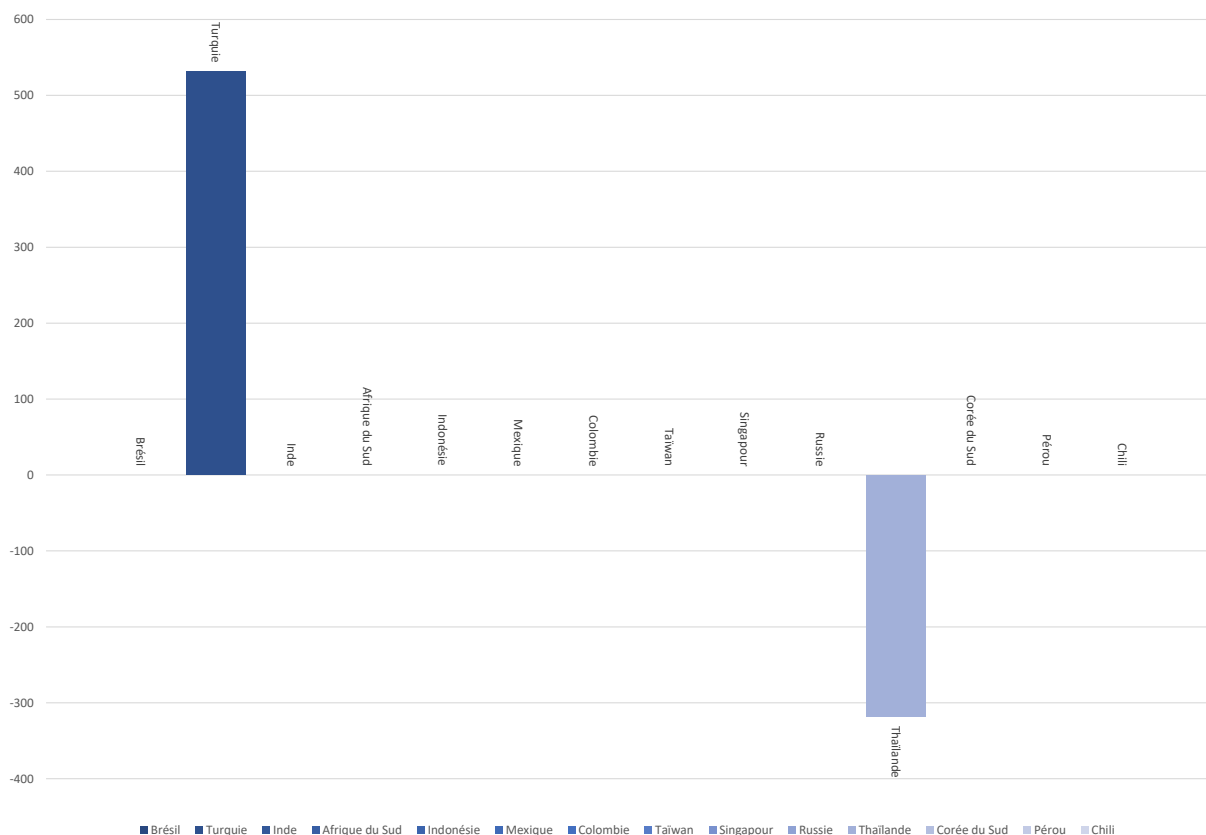


FIGURE 13 – Effets d’une variation d’une unité du taux directeur de la Fed sur les indices actions en point de pourcentage cumulés sur 1 mois



Contrairement à la période expansionniste, les pays émergents évoluent différemment face à un choc de politique monétaire suivant les modalités retenues. Dans la partie précédente, nous avons insisté sur une relative homogénéité des réactions des indices actions aux chocs (graphique 9 page 166). Ici, les résultats sont différents.

Le graphique 12 présente les résultats en fonction des modalités d’intervention. Rappelons que les chocs qui sont adoptés sont les mêmes que durant la période expansionniste, à savoir une augmentation de la détention de titres au bilan de la Fed. En faisant l’hypothèse d’absence de non-linéarités, ces réactions peuvent être multipliées par moins un pour traduire les effets d’une diminution des modalités au bilan de l’autorité monétaire. De ce fait, si les réactions sont les mêmes que durant la période expansionniste, nous pouvons conclure à des effets symétriques. Dans le cas contraire, les effets sont asymétriques.

La Turquie, la Colombie et le Chili sont toujours sensibles aux variations positives des titres d’agence (FAD). Encore une fois, l’ampleur des réactions par rapport aux autres modalités est à relativiser due à la faible variation de ces titres au bilan de la banque centrale américaine. Nous remarquons que ce ne sont pas des pays qui étaient les plus sensibles à cette modalité lors de la période expansionniste. Inversement, les autres pays connaissent des pressions à la diminution de l’indice actions à la suite d’une augmentation des achats de titres d’agence. Nous pouvons expliquer une telle réaction par le fait qu’une augmen-

tation de ces achats signifierait que les États-Unis connaissent une mauvaise conjoncture économique, les contraignant à revenir sur leur processus de normalisation. Les pays émergents y sont d'ailleurs plus sensibles que dans la période expansionniste. Cela peut aussi être dû à la faible variation de nos variables exogènes.

Les pays émergents sont toujours moins sensibles aux variations de la détention de titres hypothécaires (MBS10) au bilan de la Fed. La Turquie et le Chili sont les plus touchés même si la réaction de l'indice actions demeure faible. Le Chili est aussi le plus sensible aux achats de MBS durant la période expansionniste.

Les effets des variations des détentions de bons du Trésor (Treas10) ont quant à eux des effets contraires à la période expansionniste (asymétriques). Une augmentation des achats de 1 million de dollars de l'autorité monétaire en bons du Trésor entraînerait des pressions à la diminution des indices actions émergents pour les pays ayant une réaction significative. Dans l'ensemble, les pays émergents sont moins sensibles aux achats de bons du Trésor que dans la période précédente. La normalisation du bilan de la Fed, passant par une diminution de ses détentions de *Treasuries*, entraînerait des pressions à l'augmentation des indices actions émergents. Ce résultat peut se comprendre dans la mesure où la diminution du bilan de l'autorité monétaire américaine s'explique par une amélioration des conditions économiques dans le pays, mais aussi au niveau mondial. Tillman et *al.* (2019) utilisent un tel raisonnement vis-à-vis de la normalisation de taux de la Fed.

La normalisation de la politique monétaire s'est amorcée fin 2015 lorsque la banque centrale américaine a décidé de remonter ses taux d'intérêt directeurs. Nous observons que cette remontée des taux a eu peu d'effets sur les pays émergents considérés (figure 13). Une augmentation de ce taux entraînerait des pressions à l'augmentation des indices actions pour la Turquie. Tillman et *al.* (2019) ajoutent qu'un des canaux pouvant expliquer ces relations contre-intuitives réside dans le fait qu'une augmentation du taux directeur de la Fed peut être considérée par les agents comme un signe d'amélioration de la conjoncture économique américaine et entraîner de façon procyclique des flux de capitaux vers les pays émergents. Ce résultat serait en accord avec les conclusions de Jeanneau et Micu (2002) concernant les facteurs « *push* » des mouvements de capitaux. Les autres pays expérimentent un taux de croissance négatif de leur indice actions, conformément à nos résultats des chapitres précédents. On saisit alors ici toute l'importance d'une analyse en série temporelle dans la mesure où cela nous permet d'analyser des réactions différentes entre les pays que nous considérons.

## 2. Sur le rendement souverain

FIGURE 14 – Effets d’une variation d’une unité de « politique monétaire » sur les rendements souverains cumulés sur 1 mois

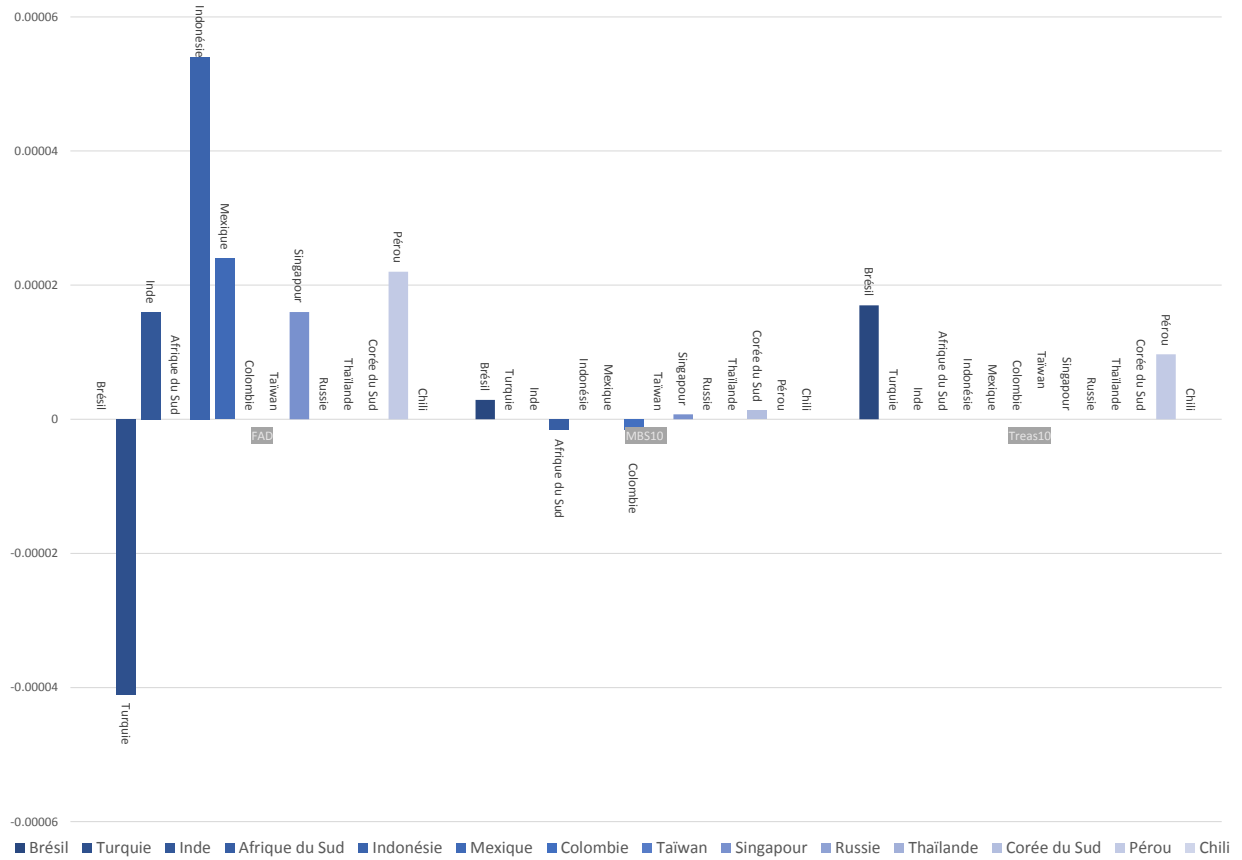
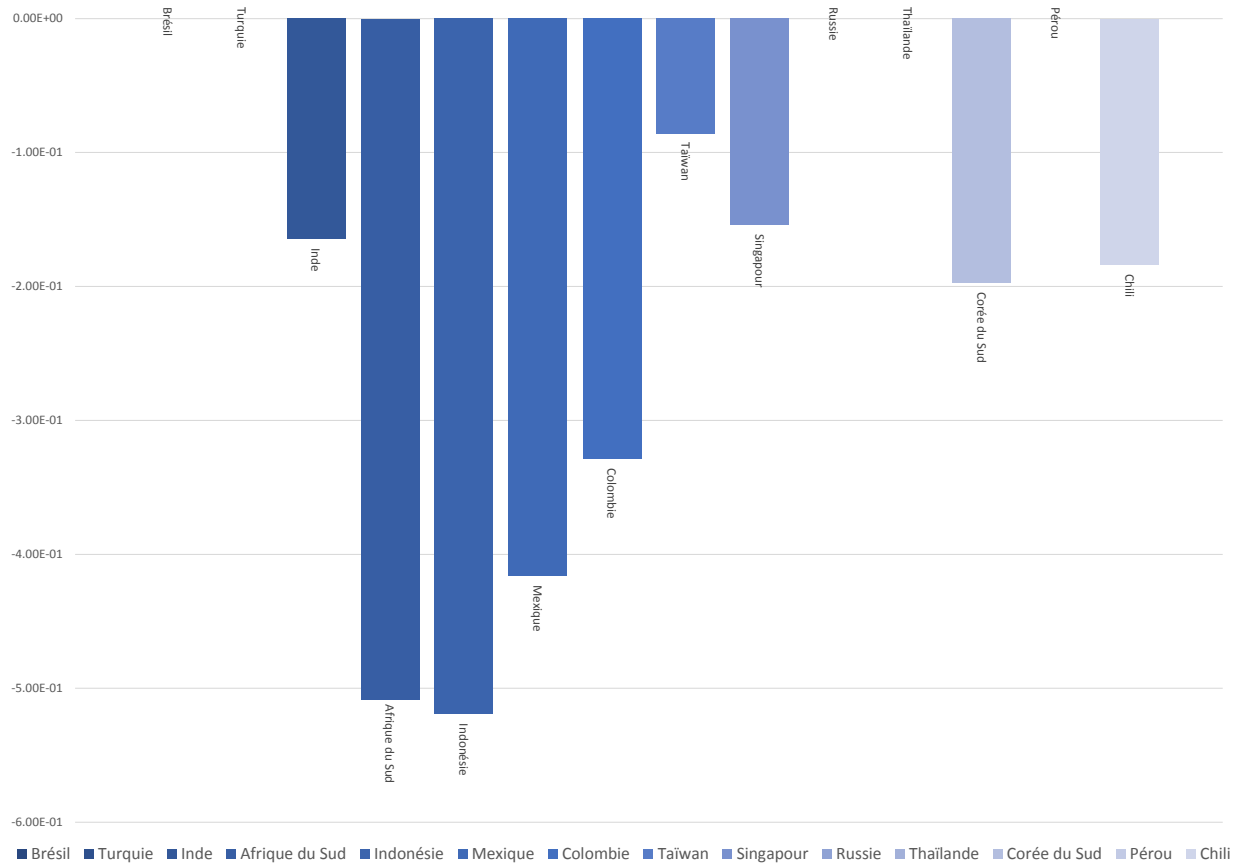


FIGURE 15 – Effets d’une variation d’une unité du taux directeur de la Fed sur les rendements souverains cumulés sur 1 mois



Comme pour les indices actions, les réactions des rendements souverains aux chocs de politique monétaire américaine sont très hétérogènes que ce soient entre les pays, les modalités, mais aussi asymétriques entre les périodes. Un même choc entre les deux périodes entraîne des résultats opposés.

Le graphique 14 présente les réactions cumulées des pays de l’échantillon sur quatre périodes en fonction des modalités d’intervention.

Les achats de titres d’agence (FAD) ont des effets différents suivant les pays. La Turquie connaît une diminution de la variation de son rendement souverain conformément à ce que nous pouvions attendre en considérant des effets symétriques. Inversement, d’autres pays comme l’Indonésie ou le Mexique présentent des conséquences inverses. Ces derniers résultats sont corroborés par notre étude en panel dans le chapitre précédent où nous observons des effets positifs, sur le rendement souverain, de notre variable de politique monétaire non conventionnelle. De plus, ces résultats sont relativement similaires à la période expansionniste où nous concluons à une réallocation de portefeuille induite par les achats de titres d’agence au détriment des marchés obligations.

Les actions de la Fed vis-à-vis des achats de MBS sont encore très marginales et proches de zéro pour tout notre échantillon. Leur variation, contrairement à la période expansionniste, n’aurait pas de réels effets significatifs sur les rendements souverains émergents.

De même, un choc positif sur les achats de bons du Trésor (Treas10) entrainerait peu d'effets sur les rendements souverains émergents. Seuls le Brésil et le Pérou ont une réaction significative à un choc sur ce poste de bilan. De ce fait, la normalisation, passant par la diminution de bons du Trésor à l'actif de la Fed, entrainerait des pressions à la diminution des rendements souverains émergents ce qui peut traduire de flux de capitaux vers ces marchés.

Une normalisation de la politique monétaire, passant par une augmentation du taux directeur de 1 point, a des effets plutôt surprenants puisqu'elle expliquerait une diminution importante des rendements souverains (graphique 15). Tillman et *al.* (2019) expliquent un tel phénomène dans la mesure où les décisions des banques centrales des pays émergents désirant juguler l'inflation vont mécaniquement entrainer une diminution des rendements souverains. Burger et *al.* (2015) montrent de plus qu'outre les facteurs « *push* » comme la politique monétaire américaine, les facteurs « *pull* » inhérents aux pays émergents comme une inflation moins volatile et de bons fondamentaux macroéconomiques sont aussi déterminants pour expliquer les flux en obligations. Des politiques monétaires accommodantes menées par les pays émergents, en parallèle de la politique monétaire américaine restrictive, peuvent aussi expliquer une diminution de la croissance des rendements souverains.

### 3. Sur le taux de change

FIGURE 16 – Effets d’une variation d’une unité de « politique monétaire » sur les taux de change en point de pourcentage cumulés sur 1 mois

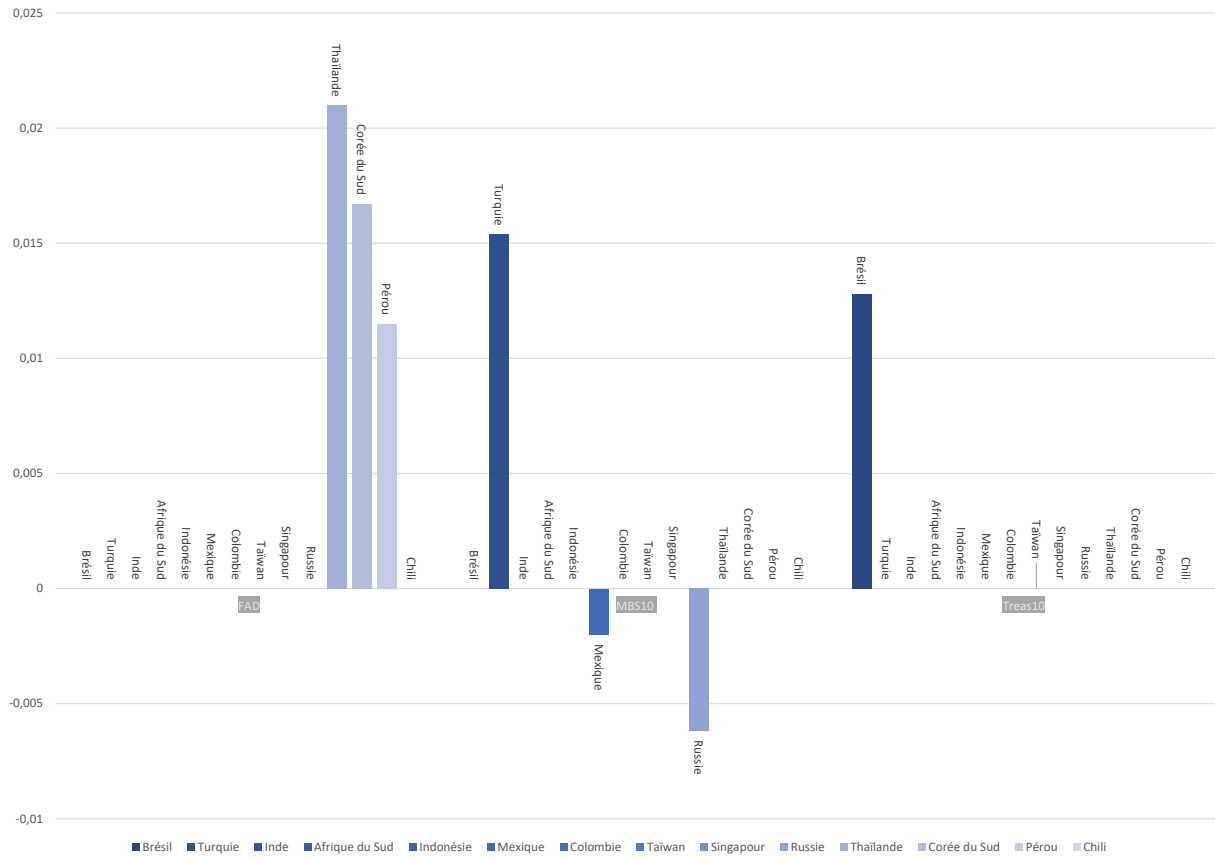
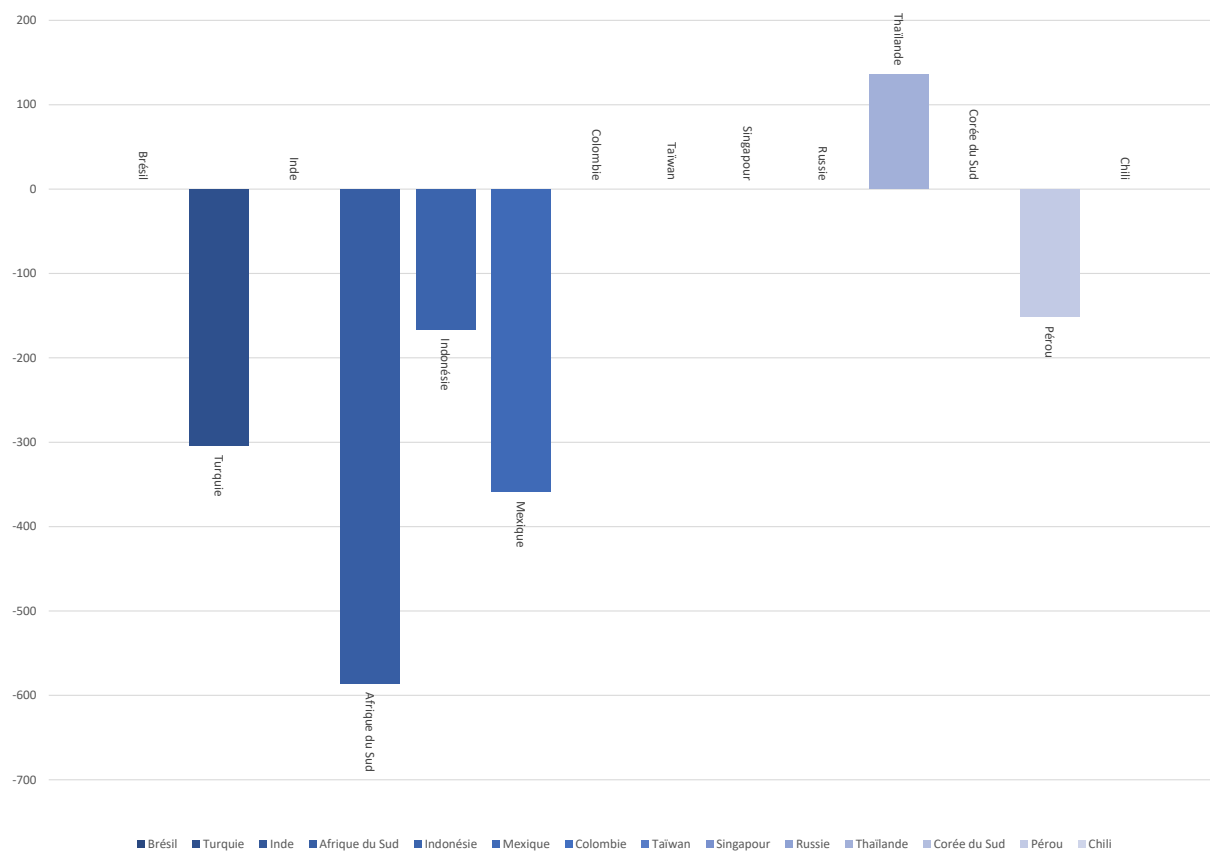




FIGURE 17 – Effets d’une variation d’une unité du taux directeur de la Fed sur les taux de change cumulés en point de pourcentage sur 1 mois



L'étude des effets des achats, suivant les différentes modalités d'intervention de la Fed durant l'épisode de normalisation, montre toujours des effets hétérogènes entre les pays émergents et asymétriques entre les périodes (graphique 16). Rappelons que lors de notre période de normalisation, l'actif de la banque centrale a peu évolué.

Lorsque la Fed achète un million de dollars de titres d'agence (FAD), le Chili, le Brésil ou l'Afrique du Sud qui souffraient de fortes pressions à l'appréciation lors de la période expansionniste ne sont plus sensibles à ce choc durant la normalisation. Par ailleurs, seuls trois pays ont des réactions significatives. De plus, ces effets sont à l'inverse de la période expansionniste en considérant un choc sur les titres d'agence. La Thaïlande, le Pérou ou la Corée du Sud connaissent des pressions à la dépréciation de leur monnaie. Ces effets peuvent se comprendre dans la mesure où un choc sur les titres d'agence a aussi entraîné des pressions à la diminution de l'indice actions pour la Thaïlande. Cela peut laisser présager de sorties de capitaux. Cela peut aussi être justifié par le signal que la banque centrale américaine donnerait en revenant sur son processus de normalisation ou par les politiques internes menées dans le pays émergent.

Contrairement aux autres prix d'actifs et périodes, un choc sur les achats de MBS montre des effets significatifs sur le taux de change même si très peu de pays sont touchés. Alors que la Turquie souffre de pressions à la dépréciation de sa monnaie, la Russie connaît

des pressions à l'appréciation du rouble. Le sens des résultats de la Turquie peut être dû, comme nous le rappelions dans notre section précédente, à la politique monétaire que le pays mène durant notre période d'étude.

Les chocs sur les achats de bons du Trésor (Treas10) par la Fed montrent eux aussi peu d'effets par rapport à la période expansionniste. Le Brésil est le seul pays sensible à ces chocs lors de la normalisation. Le sens de sa réaction est asymétrique. Alors qu'il connaissait, à choc constant, des pressions significatives à l'appréciation de la valeur de sa monnaie, lors de la normalisation, il subit des pressions à la dépréciation. Une fois de plus, les effets sont asymétriques entre ces deux grandes périodes.

Les effets d'une augmentation du taux directeur de la Fed sur les taux de change émergents sont similaires aux autres modalités (figure 17). On observe des pressions à l'appréciation des monnaies des pays émergents corroborant nos conclusions quant à l'augmentation du taux de croissance des indices actions et à la diminution de la croissance des rendements souverains. Cela peut laisser présager d'entrées de capitaux sur la période. Seule la Thaïlande expérimente des pressions à la dépréciation de sa monnaie. Nous avons vu que ce pays connaissait une diminution importante de son indice actions à la suite d'un choc sur le taux directeur américain.

La prise en compte des conséquences financières à la suite des chocs de la politique monétaire américaine sur les émergents, lors de la période de normalisation, a fait apparaître des résultats asymétriques entre les périodes et hétérogènes entre les modalités et les pays. La littérature n'a pas encore étudié cette période en considérant les modalités que nous avons retenues. De ce fait, nos résultats sont difficilement comparables. Toutefois, ils corroborent un certain nombre de conclusions que nous avons faites dans les deux chapitres précédents. Nous avons montré que certaines relations s'inversaient entre la période expansionniste et celle de normalisation. Des chocs expansionnistes de politique monétaire non conventionnelle entraînent des diminutions des indices actions, des augmentations de la variation des rendements souverains et des pressions à l'appréciation des monnaies pour beaucoup de pays. Nous avons vu que cela pouvait être expliqué par des politiques monétaires adoptées par les émergents durant la période (Tillman et *al.* (2019)) mais aussi par des facteurs « *pull* » des mouvements de capitaux (Burger et *al.* (2015)). Néanmoins, certains pays montrent des effets similaires à la période expansionniste comme le Chili concernant les indices actions.

Les différentes modalités d'intervention de la banque centrale américaine ont, durant cette période, des effets hétérogènes. Un choc positif sur les achats de titres d'agence entraîne des effets importants. Les chocs sur les achats de bons du Trésor ont aussi des conséquences significatives selon les pays. Une augmentation des achats de titres hypothécaires a peu d'effets sur les variables financières émergentes.

L'échantillon temporel comprenant la période d'augmentation du taux directeur de la

Fed, nous avons pu considérer les effets d'un choc d'une unité de celui-ci. Nous avons obtenu des résultats montrant que cela n'a pas mené à des retournements de capitaux. Nous montrons aussi que le Brésil comme la Turquie demeurent sensibles aux variations de la politique monétaire américaine. Ces deux pays ayant connu une crise financière importante en 2013, ils restent très exposés au cycle financier mondial.

Ces conclusions sont d'autant plus intéressantes qu'elles montrent que la normalisation du bilan de la Fed, passant par une diminution des actifs de long terme et l'augmentation des taux directeurs, n'entraînerait pas de fortes sorties de capitaux. En effet, le signe et la significativité des réactions de nos variables n'indique pas que tous les pays émergents souffriraient de forte diminution de leur indice actions, d'augmentation de leur rendement souverain et de dépréciation de leur monnaie. Cela ne va pas sans rappeler l'opposition des conclusions entre Calvo et *al.* (1993,1996) et Jeanneau et Micu (2002) lorsqu'il s'agit des effets du taux de court terme américain sur les mouvements de capitaux vers les pays émergents.

### Conclusion Chapitre 3

L'analyse des conséquences individuelles sur les pays émergents grâce à un modèle VARX nous a permis de montrer un certain nombre de résultats. En prenant en compte deux périodes temporelles distinctes, expansionniste (2009 - 2013) et de normalisation (2014 - 2018) sur des données hebdomadaires, nous nous sommes interrogés sur une symétrie potentielle des effets de report des pays émergents. De plus, nous avons axé notre étude sur l'analyse des hétérogénéités des effets de report pouvant exister entre les pays émergents, les périodes et les modalités d'intervention. Notre contribution se traduit par trois résultats majeurs.

En premier lieu, nous avons pu observer qu'il y a une certaine asymétrie des effets de report dans le temps. En effet, si durant la phase expansionniste, nous concluons sur des pressions à la hausse des indices actions, à la baisse des rendements souverains et à l'appréciation des monnaies émergentes, les effets s'inversent durant la période de normalisation pour un certain nombre de pays comme l'Afrique du Sud ou l'Indonésie par exemple. Pour un même choc positif sur les modalités d'intervention de la Fed, les conséquences sont, pour certains pays, à l'opposé entre les deux périodes d'étude. Cette inversion, que nous appelons asymétrie, peut être expliquée par les politiques internes aux pays émergents, mais aussi par la conjoncture économique mondiale. En les interprétant sous l'hypothèse d'absence de non-linéarités, cela signifie que les diminutions des détentions de titres de long terme par la Fed (2014 - 2018) entraînent des conséquences dans le même sens que leurs achats (2009 - 2013).

En second lieu, nos conclusions sont marquées par une réelle hétérogénéité des effets suivant les instruments (conventionnel et non conventionnel) et les modalités d'intervention (typologie des achats) de la Fed. Les variables financières réagissent faiblement aux

chocs sur les titres hypothécaires acquis par la Fed, exception faite des rendements souverains. Les achats de bons du Trésor ont quant à eux plus d'effets, mais sont largement inférieurs à ceux inhérents aux titres d'agence. Ces derniers, bien que peu acquis par la Fed durant la conduite du QE, ont des effets plus importants à choc similaire. De plus, l'augmentation du taux directeur de la Fed, première étape de la normalisation de la politique monétaire, a des effets positifs sur les prix d'actifs émergents pouvant être expliqués par des entrées de capitaux. Cela s'entend par le fait qu'une telle action de la part de la Fed reflète une amélioration de la conjoncture économique nationale et mondiale (Tillman et *al.* 2019) et relève de la procyclicité de ces mouvements de capitaux.

Enfin, notre troisième résultat montre l'hétérogénéité des réactions entre les pays, certains sont plus sensibles que d'autres au QE de la Fed. Toutefois, cela dépend de la modalité, de l'actif financier et de la période d'étude. Lors de la phase expansionniste, tous les pays émergents connaissent une augmentation du taux de croissance de leur indice actions. C'est le seul résultat qui montre une relative homogénéité des réactions. Ces conclusions ne peuvent être généralisées concernant le marché des titres souverains. Les pays asiatiques semblent être moins sensibles aux modalités d'intervention de la Fed. Des résultats similaires sont observés concernant les pressions à l'appréciation des monnaies émergentes. Cela peut être dû à la proximité géographique du Japon qui met lui aussi en place des mesures non conventionnelles durant notre période d'étude (Kawai (2015)) et au fait que ces pays sont plus généralement touchés par des chocs régionaux (Allegret et *al.* (2012)).

La Fed ayant entamé la normalisation de son bilan depuis fin 2017, nos conclusions permettent d'anticiper peu d'effets de report négatifs sur les prix d'actifs si le rythme de la normalisation demeure le même. La principale inquiétude qui pouvait planer quant à la symétrie des conséquences de la politique monétaire expansionniste de la Fed sur les prix d'actifs émergents peut être relativisée. De plus, les annonces et le rythme faible relatifs à la réduction du bilan de la Fed ne devraient pas avoir d'effet significatif. Toutefois, une fois encore, les pays émergents ne montrent pas tous la même sensibilité de leurs prix d'actifs aux programmes de l'autorité monétaire américaine. Comme pour la période expansionniste, les pressions sur l'appréciation des monnaies sont moindres voir négatives en ce qui concerne les pays asiatiques. Inversement, le Brésil subirait des pressions à l'appréciation de sa monnaie dues à des achats de titres d'agence et des pressions à la dépréciation pour un choc positif sur les achats de bons du Trésor. Au vu de la faiblesse relative des montants de titres d'agence au bilan de la Fed, la normalisation de ce poste de bilan ne devrait pas entraîner beaucoup de conséquences sur les pays émergents.

De façon générale, la majorité des pays émergents ne souffrirait pas de reflux de capitaux dus à la normalisation, bien au contraire. La stabilité financière de ces pays ne devrait donc pas être entachée par les décisions récentes de la politique monétaire américaine.



## Conclusion Partie II

Les conséquences sur les pays émergents de la politique monétaire non conventionnelle américaine ne peuvent s'entendre sans considérer les hétérogénéités. La littérature a déjà pu démontrer leurs existences que ce soit de façon temporelle (Chen et *al.* (2012)), selon les modalités d'intervention (Fratzscher et *al.* (2018), Macdonald (2017)) ou suivant les pays (Tillman et *al.* (2019)). Cette partie s'est attachée à tester de façon empirique, selon différentes méthodes, sur un horizon temporel plus important que les précédentes études, les effets de report de la politique monétaire de la Fed sur les pays émergents entre 2009 et 2018 pour en préciser les hétérogénéités.

Dans le premier chapitre, nous nous concentrons sur la détermination des hétérogénéités des effets de report touchant les pays émergents dans le temps. À l'aide d'un indicateur continu de la politique monétaire de la Fed, le taux fantôme, nous relevons que les décisions de l'autorité monétaire ont eu des conséquences sur les prix d'actifs émergents. Nous avons montré, grâce à un panel à effets fixes pays sur 14 pays émergents, qu'en menant une politique ultra accommodante, la Réserve fédérale a créé des effets de report, se traduisant par des pressions à l'appréciation des indices actions et des monnaies émergentes. Dans le même temps, la politique monétaire non conventionnelle a engendré des pressions à la baisse des rendements souverains émergents ainsi que des pressions aux entrées de capitaux. En scindant notre échantillon temporel en fonction des différents volets du QE (QE1, QE2, QE3, *Tapering* et normalisation), nous observons plus précisément que :

- La première phase, entre 2009 et mi-2010, est celle qui a eu le plus d'effets de report, conformément à la littérature, mais ceux-ci se sont concentrés principalement sur les indices actions plutôt que sur les marchés de dettes souveraines. Cela est dû à la nouveauté d'un tel programme qui a entraîné de fortes réallocations internationales de portefeuille (Chen et *al.* (2012)).
- Le QE2 a aussi eu des conséquences financières sur les pays émergents, mais celles-ci se sont principalement répercutées sur les marchés obligataires.
- Sur la période de normalisation, nous concluons que la remontée des taux, opérée par la Fed, n'explique que des pressions à la dépréciation des monnaies émergentes et aux sorties de capitaux. Néanmoins, une augmentation du taux fantôme ne prend pas nécessairement en compte la normalisation réelle de la politique monétaire américaine passant à la fois par le taux de court terme et la diminution du bilan.

Notre analyse a ensuite été affinée en considérant la composante non anticipée de la

politique monétaire de la Fed par l'estimation d'un VAR sur des données américaines. Le résidu, inhérent à l'équation de la politique monétaire, a ensuite été intégré dans notre panel à effets fixes pays. Cela nous a permis de montrer quels étaient les effets de la partie non prévue des mesures mises en place par la Fed, sur les pays émergents. Nos estimations confirment un certain nombre de nos résultats précédents, notamment par rapport aux effets du QE2, mais ajoutent que les mouvements non anticipés du taux d'intérêt de la Fed sur la période de normalisation ont des effets sur tous les prix d'actif.

Le second chapitre de cette partie s'attèle à différencier les instruments (conventionnel et non conventionnel) puis les modalités (typologie des actifs acquis durant le QE) de la politique monétaire de la Fed, toujours par le biais d'un panel à effets fixes pays sur les 14 pays émergents. Si le taux fantôme est un bon indicateur pour capter les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle, l'horizon temporel que nous retenons comprend une phase de normalisation de taux, mais pas du bilan de la Réserve fédérale. En effet, durant notre période d'étude de février 2009 à septembre 2017, la normalisation de la politique monétaire de la Fed ne s'est opérée que par des augmentations successives du taux d'intérêt directeur. Pour cela, nous affinons nos variables de synthèse de la politique monétaire en prenant en compte, d'une part des indicateurs de bilan, et d'autre part un indicateur de taux directeur. Cela nous permet d'établir qu'il existe des hétérogénéités dans les effets sur les pays émergents en fonction des modalités d'intervention de la Fed. En effet, pour capter les effets du QE, nous considérons les trois types de titres de long terme que la banque centrale achète, à savoir les titres d'agence, les titres hypothécaires et les bons du Trésor américains. Nous prouvons alors que les pays émergents sont généralement plus touchés par les variations des détentions de bons du Trésor de la Fed que par les autres modalités. Cela peut tenir à ce type de titres qui sont acquis internationalement par les agents, contrairement aux titres hypothécaires et titres d'agence jugés moins liquides. Comme la banque centrale américaine, en intervenant sur les marchés secondaires, crée des pressions à la baisse des rendements souverains américains, les agents réallouent leur portefeuille pour maximiser leurs profits. Notre méthode nous permet de montrer que, lors de la phase de normalisation de la politique monétaire (2015 - 2017), les actifs financiers réagissent de façon opposée à nos résultats de la phase expansionniste de QE. Cela peut laisser présager d'une normalisation de bilan s'opérant sans effets de report symétriques sur notre groupe de pays émergents. Néanmoins, l'augmentation du taux directeur a des effets significatifs et explique des pressions à la diminution des indices actions émergents, à la dépréciation de leur monnaie et à des sorties de capitaux.

La prise en compte des contrôles de capitaux dans nos deux premiers chapitres montrent que seuls ceux visant les flux de capitaux sortants ont des effets sur les prix d'actifs. Ils apparaissent freiner les mouvements de capitaux entrants en expliquant des pressions à la diminution des indices actions, à l'augmentation des rendements souverains et à la dépréciation des monnaies émergentes. La mise en place de telles politiques décourage les

agents à placer dans des pays où les capitaux seront difficilement rapatriables (Ostry et *al.* (2010)). Toutefois, de telles mesures ne sont pas significatives sur toutes les périodes que nous étudions. Elles permettent surtout de limiter les pressions à l'appréciation des monnaies émergentes en moyenne et essentiellement sur la période du *Tapering*. Les préconisations du FMI en matière de contrôle de capitaux ne seraient pas suffisantes pour permettre aux pays émergents de se protéger des effets de report de la politique monétaire de la Fed. Rappelons ici que nous considérons des effets indirects en envisageant les conséquences sur les prix d'actifs, ce qui peut expliquer la faible significativité.

Enfin, dans le troisième chapitre de cette seconde partie, nous affinons nos résultats en considérant les 14 pays émergents de façon individuelle sur des données hebdomadaires de 2009 à mai 2018. Nous utilisons les modalités d'intervention ainsi que le taux directeur effectif de la Fed comme variables exogènes au sein d'un VARX. Nos résultats établissent une réelle asymétrie des réponses des variables financières (indices actions, rendements souverains et taux de change) des pays émergents entre la période expansionniste (2009 - 2013) et de normalisation (2014 - 2018). Cela laisse présager d'une réduction du bilan sans retrait de capitaux ni pression à la baisse sur les marchés financiers de la plupart des pays émergents. De plus, nous confirmons bien que les achats de bons du Trésor ont des effets supérieurs aux autres modalités d'intervention si nous prenons en compte l'ampleur des achats des différents titres. Enfin, certains pays ont été plus sensibles à la politique monétaire de la Fed que d'autres. Le Brésil, la Turquie ont été particulièrement touchés par les effets de report du QE sur toute la période, l'Inde seulement sur la période expansionniste. De manière générale, les pays asiatiques sont moins sensibles que les autres, cela peut être dû à leur proximité avec le Japon qui met aussi en place une politique monétaire non conventionnelle sur la période (Kawai (2015)). Ils sont plus particulièrement touchés par des chocs régionaux (Allegret et *al.* (2012)). Le choix d'un régime de change moins flexible dans ces pays peut aussi expliquer la faiblesse des effets, notamment sur les marchés actions (Caporale et *al.* (2017)) ou sur l'appréciation des monnaies émergentes (Rajan (2012)). Les politiques monétaires et macroprudentielles mises en place par les pays émergents sur la période peuvent aussi être des facteurs explicatifs de ces hétérogénéités (Rossini et *al.* (2011), Aysan et *al.* (2014)).

À l'issue de cette seconde partie de thèse, nous montrons qu'il existe de réelles hétérogénéités dans les effets de report au niveau temporel, spatial et suivant les modalités d'intervention de la Fed. La prise en compte d'un échantillon temporel plus important et l'originalité de notre démarche, qui s'appuie sur différentes méthodes et indicateurs, sont des apports importants à la littérature. Cela nous amène à formuler des conclusions robustes sur les effets de report du QE, mais aussi et surtout sur les conséquences à attendre de la normalisation du bilan de la Fed. Celle-ci ne devrait pas entraîner des reflux de capitaux. En effet, nous avons montré que la diminution de ses détentions d'actifs de



long terme, dans la mesure où elle se fait graduellement, n'entraîne pas d'effets de report comparables à ceux de la période expansionniste. Toutefois, nous établissons que les pays émergents ne peuvent réellement se prémunir contre les mouvements du cycle financier mondial par des contrôles sur les mouvements de capitaux selon les méthodes que nous avons utilisées. Les effets sur les prix d'actifs demeurent faibles. Ainsi, la mise en place de mesures macroprudentielles, comme conseillée par Rey (2013), peut aussi être un moyen pour les pays émergents de se prémunir contre les effets de report de la politique monétaire américaine. Au vu des conséquences internationales significatives des orientations de la politique monétaire américaine, il est primordial de s'intéresser aux mesures qui peuvent les réduire. Pour cela, la troisième partie de notre thèse s'attache à tester l'efficacité des contrôles de capitaux et de la politique macroprudentielle pour diminuer les mouvements de capitaux entrants dans les pays émergents.

## Troisième partie

Se prémunir contre les effets de report de la politique monétaire américaine : l'efficacité de la politique macroprudentielle et des contrôles de capitaux



## Introduction Partie III

Les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle américaine se sont traduits par des entrées de capitaux durant la période expansionniste. À l'inverse, lors du Tapering, les capitaux sont sortis de certains pays. Cela a fait naître de graves crises financières en Turquie comme au Brésil par exemple. La littérature a montré que les pays émergents et en développement qui ont connu d'importants flux de capitaux entrants sont fragilisés lorsque la tendance se retourne (Reinhart et Reinhart (2008)). Les flux de capitaux entrants, lorsqu'ils sont abondants, peuvent exposer les pays émergents à des crises financières de grandes ampleurs. En phase ascendante, ils vont entraîner une augmentation de la valeur des prix d'actifs. Par des effets de bilan, cela crée une augmentation du crédit distribué dans ces pays. Or, lorsque le cycle se retourne, les pays souffrent d'une dépréciation de la valeur de leur monnaie, mais aussi d'une forte diminution du prix des actifs. Cela grève la qualité des collatéraux en possession des agents, et ainsi rend difficile leur accès sur les marchés ce qui peut créer des pressions négatives sur la demande globale dans ces pays (Korinek (2011)). À la suite du QE et du Tapering de la Fed, les pays émergents ont souffert de ces conséquences. La question de se protéger des entrées de capitaux et de leurs impacts souvent néfastes est alors au centre des considérations pour les pays émergents. Nous avons vu dans les parties précédentes que certains pays étaient extrêmement sensibles aux effets de report. Néanmoins, Rey (2013) atteste que ce sont tous les pays qui sont exposés au cycle financier mondial. Elle montre d'ailleurs que ce dernier est fortement influencé par la politique monétaire américaine cette dernière décennie. Ses travaux établissent qu'aucun pays ne peut s'isoler de ce cycle financier international et de ses conséquences par l'adoption d'un régime de change flexible. Pour pallier les impacts néfastes des flux de capitaux et limiter l'exposition au cycle financier mondial, deux types de politiques peuvent être adoptées. Rey (2013) évoque les mesures visant les flux de capitaux et les mesures macroprudentielles. Les premières sont définies par le FMI (2017) comme étant « les règles qui limitent les flux de capitaux et qui incluent différentes mesures qui règlementent la conclusion ou l'exécution de transactions, transferts et détentions d'actif domestiques par les non-résidents et étrangers par les résidents ». Les mesures macroprudentielles quant à elles vont « renforcer la résilience du système financier, et limiter activement l'accumulation de risques financiers systémiques » (Gadanecz et Jayaram (2015)), et donc limiter les pressions sur les prix d'actifs. Allegret (2000) ajoute que ces deux types de politiques peuvent être complémentaires.

Dans cette partie, nous nous intéressons à l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux pour diminuer les entrées de capitaux brutes. Notre objectif est de montrer dans quelle mesure les politiques macroprudentielles et de contrôle de capitaux permettent effectivement aux pays émergents de se prémunir contre les mouvements de capitaux entrants. Nos résultats nous permettent de donner des recommandations en termes de politiques économiques. Dans la seconde partie de notre thèse, nous avons déjà établi que les effets de report pouvaient se répercuter sur les prix d'actifs. De plus, nous avons montré que les contrôles de capitaux étaient rarement efficaces pour diminuer les pressions sur ces variables. Nos résultats peuvent s'expliquer par le caractère indirect de la relation qui transite par les mouvements de capitaux. Pour cela, dans cette troisième partie, nous traitons des flux bruts entrants de capitaux pour donner de la robustesse à nos précédents résultats.

Notre premier chapitre présente une revue de la littérature de ces deux politiques. Elle nous permet d'apprécier l'efficacité des mesures sur les mouvements de capitaux et de montrer les mécanismes qui régissent la relation.

Dans un second chapitre, nous vérifions la significativité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux sur les flux bruts entrants. Nous considérons les flux en actions, en obligations ainsi que les crédits bancaires internationaux. Nous étudions particulièrement chaque instrument de politique macroprudentielle et de contrôle de capitaux. En cela, nous pouvons établir des effets différenciés entre ces divers outils.

Enfin, au sein de notre ultime chapitre, nous étudions les non-linéarités qui peuvent exister. Celles-ci résident dans l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux, conditionnées par leur accumulation ou par des seuils sur d'autres variables. Nous les appréhendons suivant deux méthodes différentes qui nous permettent de donner de la robustesse aux résultats préalablement établis.

# Chapitre 1 : Flux de capitaux, politique macroprudentielle et contrôles de capitaux : une revue de la littérature

## Introduction Chapitre 1

Dès les années 70, Tobin (1974) réfléchit à un moyen de maîtriser les flux de capitaux internationaux. Pour lui, la nécessité de contrôler les mouvements de capitaux était due au besoin des politiques monétaires de rester indépendantes face à l'internationalisation grandissante des marchés financiers. Il s'appuie alors sur la théorie keynésienne qui montre que l'ajout de coûts transactionnels est susceptible de limiter les flux de capitaux de court terme sans nuire à ceux de long terme. Si à l'époque de telles conclusions ont été mises à l'écart par les économistes, ce débat a été relancé à plusieurs époques. Dans les années 90, l'occurrence de nombreuses crises financières et monétaires dans les pays en développement a fait réémerger la question. Les forts flux de capitaux entrants suivis par leur tarissement, voire leur retournement, ont entraîné des crises financières dans les pays asiatiques et d'Amérique latine (Calvo et Reinhart (2000)). Plus récemment, les effets de report de la politique monétaire non conventionnelle américaine dès 2008 et l'abondance de la liquidité due à ces politiques, ont poussé les économistes à réfléchir sur les moyens que les pays émergents et en développement pouvaient mettre en place pour se protéger du cycle financier mondial. Ce sont les recommandations du FMI (2010, 2012), mais aussi l'article de Rey (2013, 2015) qui ont fait resurgir le débat. À la suite de larges entrées de capitaux dans les pays émergents et en développement, le FMI est revenu sur ses conseils de libéralisation du compte financier des pays en développement. En effet, l'Institution déclare que les pays peuvent être amenés à mettre en place des contrôles de capitaux pour garantir la stabilité financière et économique. Elle argumente que ces mesures peuvent être bénéfiques si les pays considérés n'ont pas atteint un certain niveau de développement financier et ne doivent être mises en place que de façon parcimonieuse. Ce changement de cap de l'Institution est dû aux conséquences de la crise financière de 2008 sur les pays émergents (Gallagher et Tian (2017)). Les flux de capitaux abondants dans les pays

émergents et en développement, à la suite de la crise de 2008, les ont fragilisés. Souvent engagés dans des régimes de change fixes ou intermédiaires, ces pays ont dû aligner leurs politiques monétaires sur celles du pays d’ancrage de leur taux de change. Or, durant la période, l’inadéquation entre l’objectif interne (inflation, chômage, croissance) et externe (stabilité du taux de change) a entraîné des difficultés d’arbitrages des gouvernements. C’est pour cela qu’intervient la nécessité pour les pays recevant beaucoup de capitaux, de retrouver une certaine autonomie de la politique monétaire. Rey (2013) va jusqu’à balayer l’idée du trilemme de Mundell au profit d’un dilemme. Pour elle, la politique monétaire des pays émergents est contrainte par le cycle financier mondial, et ce quel que soit le régime de change du pays. L’arbitrage entre l’objectif interne et externe, dû à un unique instrument, le taux d’intérêt directeur de la banque centrale, ne peut être contourné sans mise en place d’autres politiques. Les banques centrales des pays émergents sont alors contraintes de mener des politiques de « suiveur » des banques centrales des pays du Nord (Cartapanis et Gimet (2015)). Rey (2013) ajoute que les mesures macroprudentielles, visant à encadrer la sphère financière et bancaire dans les pays, sont de bons instruments pour influencer le cycle national sans créer de fortes entrées ni sorties de capitaux. Cela évite la surchauffe des économies due aux flux de capitaux.

La mise en place de telles politiques macroprudentielles et de contrôle de capitaux, dans la mesure où elles sont efficaces, est donc une voie que les pays peuvent suivre. L’objectif de ce chapitre est, par le biais d’une revue de la littérature, d’apprécier par quels moyens et dans quelles mesures, ces politiques sont efficaces pour protéger les pays émergents et en développement, du cycle financier mondial.

Dans une première partie, nous traiterons de l’efficacité des contrôles de capitaux ; dans une seconde, nous aborderons les mesures macroprudentielles.

## **I. Les contrôles de capitaux pour se protéger contre les flux internationaux**

Les contrôles des capitaux ont resurgi dans les problématiques modernes. L’impossible Trinité, aussi appelée Triangle des incompatibilités, remonte aux travaux de Mundell et Fleming dans les années 60. Ils montrent que seulement deux des trois conditions financières (parfaite mobilité des capitaux, autonomie de la politique monétaire et régime de change fixe) peuvent être respectées. Ainsi, le moyen pour un pays de pouvoir bénéficier d’une politique monétaire indépendante et d’un régime de change administré est de mettre en place des mesures visant à contraindre les flux de capitaux internationaux. Cela permet en effet de diminuer les pressions sur les taux de change et donc de pouvoir jouir d’un certain degré de liberté de la politique monétaire dans le pays. Sans contrôle de capitaux, la politique monétaire du pays doit suivre celle du pays d’ancrage de son taux de change pour éviter les fluctuations.

Les contrôles de capitaux sont définis par le FMI comme l’ensemble des mesures visant

à limiter les flux de capitaux d'un pays. Dans cette définition, ne sont pas comptabilisées les mesures macroprudentielles qui n'ont pas pour objectif premier de réduire les capitaux, mais d'améliorer la stabilité financière du pays en limitant le risque systémique. En suivant cette définition, les contrôles de capitaux peuvent se matérialiser par le biais de différents instruments. Ces restrictions peuvent être analysées par nature ou par type de titre touché. Dans la première classification, nous pouvons opposer les contrôles directs et administratifs aux restrictions indirectes ou basées sur le marché (Ariyoshi et *al.* (2000)). Les contrôles directs portent sur des contraintes quantitatives. Elles se traduisent par des interdictions d'entrées ou de sorties, des quotas ou des procédures administratives à opérer. Les restrictions indirectes ont pour objet de décourager les flux entrants ou sortants en les rendant plus coûteux par le biais de taxes, de taux de change multiples ou d'autres contraintes pécuniaires.

Dans la seconde classification, les contrôles de capitaux sont susceptibles de s'entendre par les supports visés. Les travaux de Fernández et *al.* (2016) se sont attachés à répertorier les mesures et à construire une base de données prenant en compte tous les types de contraintes touchant les différentes typologies des capitaux. Le FMI, dans son rapport annuel sur les régimes de change et les restrictions à l'échange, classe les contrôles selon les différentes transactions dans le compte financier : les contrôles sur les instruments du marché monétaire, les produits dérivés, les opérations de crédit, les investissements directs, les transactions immobilières et les transferts privés. Fernández et *al.* (2016) utilisent ces travaux pour étayer leur base de données et classer les mesures en fonction de 10 instruments : instruments du marché monétaire, titres de dettes, actions et titres de participations, valeurs mobilières de placement collectif, crédits financiers et autres que crédit commercial, dérivés, crédits commerciaux, garanties sûretés et facilités de crédit, transactions immobilières et investissements directs.

L'objectif de cette partie est de faire le bilan de ces mesures et voir si elles s'avèrent un moyen suffisant pour réduire l'exposition du pays au cycle financier mondial.

## **A. Les contrôles de capitaux, moyens de lutter contre les flux les plus volatils**

La littérature théorique traitant de l'efficacité des contrôles de capitaux est plutôt homogène. Les auteurs montrent que l'adoption de ces politiques induit des conséquences en termes de flux de capitaux, mais cela peut être dépendant de la structure du pays.

Dans un modèle théorique dynamique en change fixe avec des rigidités sur les salaires nominaux, Schmitt-Grohé et Uribe (2012) montrent que l'adoption de contrôles de capitaux sur les flux entrants réduit l'endettement international du pays en touchant particulièrement les flux de capitaux placés en dettes. Ces mesures sont jugées prudentielles dans la mesure où elles sont adoptées avant que des difficultés économiques ou financières ne se déclarent. Calibré sur des données reflétant un petit pays ouvert, leur modèle compare le comportement des variables macroéconomiques du pays avec ou sans contrôle de capitaux. Ils avancent le fait que la taxe que l'État met en place pour freiner les capitaux



est contracyclique. Elle doit être élevée lorsqu'il y a de fortes entrées de capitaux et diminuer en cas de sortie. Néanmoins, même si ces mesures modèrent l'endettement externe du pays par rapport à la situation où elles ne sont pas mises en place, les contraintes sur les capitaux créent plus de volatilité. Toutefois, les auteurs insistent bien sur le fait que cette taxe sur les flux de capitaux diminue les conséquences macroéconomiques sur le chômage et la production du pays touché. Farhi et Werning (2014), élargissent le cadre d'analyse en considérant les régimes de change fixes comme flexibles. Ils montrent par le biais d'un DSGE que les contrôles de capitaux, modélisés par des taxes sur les flux entrants et des subventions sur les flux sortants, ont des effets sur le pays en diminuant la volatilité des flux, et ce, quel que soit le régime de change. Les contrôles de capitaux passent, dans leur analyse, par des instruments contracycliques. Lorsqu'il y a d'importants flux de capitaux entrants, le pays doit mettre en place des mesures contraignant les mouvements entrants et doit subventionner ceux sortants. Le raisonnement inverse doit s'opérer dans le cas de flux sortants. Ils légitiment alors une telle intervention même dans le cas où le pays est en régime de change flexible, car cela permet d'utiliser plusieurs instruments conjoints et donc de diminuer les ajustements souvent coûteux. En effet, ils prennent l'exemple d'une phase de retournement soudain et établissent que dans un tel cas, dans un régime de change flexible, la politique monétaire du pays peut intervenir en augmentant son taux d'intérêt, ce qui permet de diminuer les fuites de capitaux et la dépréciation de la monnaie. La mise en place de contrôles de capitaux permet de réduire les ajustements nécessaires de la politique monétaire qui peut être contrainte par les objectifs internes du pays. Korinek (2011) confirme l'importance de la mise en place de contrôles de capitaux, avant qu'une crise financière n'éclate, dans le but d'internaliser pour chaque agent les externalités qu'il crée. Son modèle théorique analytique lui permet d'établir qu'en se positionnant sur un marché, les agents prennent les caractéristiques économiques du titre comme du pays comme données, sans considérer le rôle endogène qu'ils jouent sur ces variables à une échelle macroéconomique. L'auteur explique que la taxe sur les flux de capitaux entrants doit être minimale, car elle doit permettre de réduire les conséquences néfastes des forts flux de capitaux entrants sans toutefois s'isoler complètement des marchés internationaux.

Si les auteurs précédemment cités montrent une efficacité des taxes sur les flux de capitaux, d'autres s'intéressent à la période optimale de leur mise en place. Benigno et *al.* (2016) établissent que la mise en place de contrôles de capitaux, modélisés par une taxe ou une subvention sur les titres de dettes achetés, doit faire l'objet d'un arbitrage coûts-avantages entre différents états de l'économie. Comme Korinek (2011), leur étude repose sur la nécessité d'internaliser les effets créés par l'endettement. Dans leur modèle théorique illustrant la structure des pays émergents, les auteurs montrent que la politique de change permet de soutenir la valeur des actifs financiers lorsqu'éclate une crise financière. Cela permet d'atténuer les pressions à la baisse de la valeur des collatéraux des agents. Toutefois, en cas de stress financier, la politique de change permettant de soutenir le prix des actifs domestiques peut se révéler coûteuse. Ils mettent alors en évidence

que les contrôles de capitaux doivent être adoptés lors des phases ascendantes du cycle financier pour limiter les effets négatifs lors des retournements. Davis et Presno (2014) utilisent aussi un cadre théorique où la valorisation des collatéraux, élément important du bilan des agents, est modélisée. Leur analyse en DSGE établit que les pays peuvent avoir intérêt à adopter des contrôles de capitaux temporaires entrants et sortants, modélisés par une taxe ou une subvention sur les titres de dettes, pour stabiliser la sphère économique et financière, car ils limitent les fluctuations des prix d'actifs au bilan des agents. Ils montrent que les contrôles de capitaux sont nécessaire même si la politique monétaire est indépendante. À l'inverse, Turner (2012) confirme la nécessité d'intervenir avant les épisodes de larges entrées et sorties de capitaux mais de façon temporaire. Par l'exemple de l'Inde et du gouverneur de sa banque centrale, Subbarao, il montre que les contrôles de capitaux peuvent prendre deux formes. Une première dite stratégique, c'est-à-dire de long terme, et une seconde dite opportuniste. La première permettrait au marché de fixer ses anticipations et ainsi apprécier le risque. À l'inverse, la seconde serait déstabilisante, car non anticipée par les investisseurs. Les contrôles de capitaux ne seraient mis en place que lorsque le pays connaît des épisodes de larges entrées et sorties de capitaux. Il plaide alors pour des politiques dites prudentielles et de long terme, contrairement à Davis et Presno (2014).

Si les contrôles de capitaux ont des effets bénéfiques pour réduire les flux, d'autres auteurs s'intéressent à la composition des flux touchés. Magud et *al.* (2011) établissent, grâce à un modèle de portefeuille, que l'efficacité des contrôles de capitaux dépend aussi de la structure même des flux (court et long terme) et qu'aucune conclusion générale ne peut être donnée. L'importance des flux entrants de court terme peut alors justifier l'adoption d'une telle politique. Si le pays taxe les flux entrants de court terme, ceux-ci doivent mécaniquement diminuer relativement aux flux de plus long terme. Néanmoins, comme le présentent les auteurs, cela ne signifie pas une diminution des flux de capitaux totaux, mais plutôt un changement de compositions entre les flux de court et de long termes. Cette conclusion dépend toutefois de l'élasticité des flux de court terme à ceux de long terme. Si cette élasticité est inférieure à un certain seuil, la mise en place de contrôles de capitaux entrants de court terme aura pour effet d'augmenter ces flux dans la mesure où les investisseurs, pour espérer le même rendement qu'avant l'adoption de cette politique, devront investir plus dans le pays. Si l'élasticité est égale à ce seuil ou supérieure, les flux de capitaux entrants de court terme vont respectivement rester les mêmes ou diminuer. Korinek (2018) complète l'analyse en considérant plusieurs types de flux de capitaux. Alors que la littérature précédemment citée ne considérait que les flux de dettes libellées en monnaie étrangère, la modélisation DSGE de Korinek (2018) examine les flux de dettes, d'actions, mais aussi les investissements directs à l'étranger. Il montre d'ailleurs que les flux de dettes libellées en dollars sont ceux qui entraînent le plus d'externalités négatives pour les pays émergents et en développement suivis des flux en obligations, puis des flux en actions et enfin des IDE. Cette approche permet d'estimer les taxes optimales sur

les flux de capitaux entrants, suivant les différentes typologies de flux de capitaux. Les niveaux de contrôles sont alors proportionnels aux externalités créées par les différents flux de capitaux. Comme pour les articles précédents, les contrôles de capitaux doivent être adoptés de façon prudentielle, c'est-à-dire avant que les retournements de capitaux ne se produisent.

Une partie de la littérature empirique a confirmé les conclusions des études théoriques. En se concentrant sur la composition des flux de capitaux, des auteurs ont testé les effets des contrôles de capitaux. Montiel et Reinhart (1999) ont comparé les implications de l'exposition des pays d'Amérique latine et d'Asie aux entrées de capitaux de court terme dans les années 90. Par une estimation en panel à effets fixes, les auteurs montrent que sur les 15 pays émergents<sup>63</sup> de leur échantillon, l'adoption de contrôles, captés par l'existence de restrictions ou taxe, sur les capitaux entrants réduit les flux de portefeuille et de court terme et augmente les flux de long terme comme les IDE. Il s'opère alors un changement dans la composition des flux de capitaux entrants dans le pays. Ces résultats sont dans la droite ligne des travaux théoriques de Magud et *al.* (2011). Qureshi et *al.* (2011) enrichissent l'analyse sur un échantillon plus récent. Grâce à un panel comprenant 51<sup>64</sup> pays émergents entre 1995 et 2008, ils établissent que les contrôles de capitaux diminuent significativement les flux de capitaux entrants en dettes. Ils utilisent l'ensemble des mesures visant à contraindre les capitaux, c'est-à-dire les mesures quantitatives (taxes) comme qualitatives (quota, restrictions légales) et créent un indice. Forbes et *al.* (2016) complètent en établissant que les contrôles de capitaux sur un type de titres peuvent avoir des effets similaires sur d'autres types. Ils utilisent un modèle en panel à effets fixes de 2006 à 2013, sur des données mensuelles et en appréhendent les contrôles de capitaux par les taxes sur les flux en titres obligataires entrants. Ils montrent que la mise en place de contrôles de capitaux entrants sur les titres de dettes dans un pays, le Brésil, diminue les flux de capitaux dans ce pays que ce soit en actions ou en titres de dettes.

Les contrôles de capitaux peuvent aussi améliorer l'autonomie de la politique monétaire des pays. En cela, Magud et Reinhart (2006) reprennent les conclusions de 30 articles établissant des conclusions sur l'efficacité des contrôles de capitaux. Leur objectif est de pouvoir donner des résultats standardisés permettant des conclusions générales. Ils font émerger un certain nombre d'enseignements. Ils établissent que les mesures visant à contraindre les flux de capitaux entrants ont des effets significatifs pour augmenter l'autonomie de la politique monétaire, conformément à l'approche de l'impossible Trinité de Mundell. Ces résultats sont confirmés par l'approche en Panel VAR de Pasricha et *al.* (2018). Leur analyse capte les contrôles de capitaux quelle que soit leur nature (taxe,

---

63. Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Costa Rica, Égypte, Indonésie, Kenya, Malaisie, Mexique, Ouganda, Philippines, République tchèque, Sri Lanka, Thaïlande.

64. Afrique du Sud, Algérie, Argentine, Arménie, Bosnie-Herzégovine, Brésil, Bulgarie, Corée du Sud, Chili, Chine, Colombie, Costa Rica, Croatie, Équateur, Égypte, Estonie, Géorgie, Guatemala, Hongrie, Islande, Inde, Indonésie, Israël, Jamaïque, Jordanie, Kazakhstan, Lettonie, Liban, Lituanie, Malaisie, Maroc, Mexique, Pakistan, Panama, Pérou, Philippines, Pologne, République dominicaine, République tchèque, Roumanie, Russie, Salvador, Serbie, Sri Lanka, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Ukraine, Uruguay, Venezuela, Vietnam.

quota ...) sur 16 pays émergents<sup>65</sup> entre 2001 et 2012. De plus, Magud et Reinhart (2006) confirment les résultats précédents vis-à-vis de l'efficacité des contrôles à changer la composition des flux de capitaux entre le court et le long terme. Néanmoins, il n'y a pas de résultat significatif quant au pouvoir des contrôles de capitaux entrants sur le volume de flux de capitaux.

Outre la simple prise en compte des mesures mises en place, des études se sont intéressées à l'effet cumulé des contrôles de capitaux. En utilisant une estimation en panel non linéaire et la projection à la Jorda sur 33 pays émergents<sup>66</sup> entre 1995 et 2014, Ben Zeev (2017) montre que plus les contrôles de capitaux sur les flux entrants sont importants, moins il y a de sorties de capitaux lors de chocs négatifs sur le cycle financier mondial. Il utilise l'ensemble des contraintes pesant sur les mouvements de capitaux pour capter leurs effets. Ahmed et Zlate (2014) établissent que l'effet cumulé des contrôles de capitaux permet d'expliquer une réduction des flux nets entrants totaux, et en portefeuille. Leur analyse en panel sur 12 pays émergents d'Amérique latine et d'Asie<sup>67</sup> entre le premier trimestre 2002 et le second trimestre 2013 utilise l'ensemble des contrôles de capitaux adoptés, qu'ils passent par des taxes ou des restrictions en termes de volume.

Binici et *al.* (2010) établissent un certain nombre de résultats, dont certains à l'encontre des travaux précédents. Ils estiment un modèle en panel à effets fixes sur 74 pays développés et en développement entre 1995 et 2005. Les auteurs utilisent la base de données de Schindler (2009) qui prend en compte toutes les restrictions, quelles que soient leurs natures, pour capter les effets des contrôles de capitaux. En désagrégant entre les flux de capitaux entrants et sortants, entre les actions et les titres de dettes et entre les pays développés et en développement, ils montrent que les contrôles sur les flux sortants sont significatifs pour expliquer une diminution du volume des flux de capitaux sortants. Aucune mesure sur les flux entrants n'est significative. De plus, les contrôles de capitaux sortants sur les titres de dettes dans les pays en développement n'ont pas d'effet significatif. Les auteurs avancent le fait que cela peut être dû à la faiblesse de la qualité institutionnelle du pays.

## B. Des instruments qui montrent des limites

L'efficacité de ces mesures ne suit pas un consensus réel. Nous avons vu que la littérature théorique établissait des effets significatifs et que des études empiriques les confirmaient. Néanmoins, un autre pan de la littérature empirique nuance ces conclusions.

L'une des premières limites réside dans les effets de report des contrôles. En effet, dans la mesure où ils sont efficaces pour un pays, ils peuvent avoir des effets similaires ou opposés dans d'autres zones géographiques. Raffer (1998) revient sur le débat concernant

---

65. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Russie, Thaïlande, Turquie.

66. Afrique du Sud, Argentine, Bolivie, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Costa Rica, Équateur, Égypte, Géorgie, Guatemala, Hongrie, Inde, Indonésie, Iran, Kirghizistan, Lettonie, Malaisie, Mauritanie, Mexique, Paraguay, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumaine, Russie, Thaïlande, Turquie, Ukraine.

67. Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Taïwan, Thaïlande.

la taxe Tobin dans les années 90. En reprenant les arguments à l'encontre des mesures visant à contraindre les capitaux, il évoque le fait que de telles politiques pourraient être susceptibles d'engendrer des comportements opportunistes et plus particulièrement de la sélection adverse. C'est d'ailleurs une conclusion de l'article de Forbes et *al.* (2016). Dans leur analyse en panel selon différentes destination de placement de fonds d'investissement de 2006 à 2013, ils montrent que la mise en place de contraintes sur les flux de capitaux entrants en dettes, par le biais de taxes, au Brésil entraîne des effets de report sur d'autres pays. Concernant des pays similaires qui seraient susceptibles de mettre en place de telles mesures, cela va aussi réduire les flux de capitaux entrants sans toutefois que ces pays adoptent cette politique. De plus, cela va aussi créer des mouvements de capitaux vers les autres pays. D'après leurs résultats, cela entraîne une augmentation des flux de capitaux vers des pays similaires au Brésil, ainsi que vers ceux qui bénéficient du dynamisme de la Chine, par le biais d'une réallocation de portefeuille internationale. Il s'opère alors un détournement de trafic motivé par la sélection adverse. C'est parce qu'un pays adopte ces contrôles de capitaux que d'autres vont souffrir de flux de capitaux encore plus importants lors des périodes hautes du cycle financier mondial. Ce résultat permet de modifier les conclusions sur l'efficacité des politiques dans un pays, sachant qu'à une échelle globale les flux de capitaux de court terme ne disparaissent pas, mais s'orientent vers d'autres pays. Pasricha et *al.* (2018) confirment l'existence d'effets de report des politiques de contrôle de capitaux. Ces auteurs développent une nouvelle base de données des contrôles de capitaux permettant d'étudier l'intensivité de ces mesures par le biais d'une fréquence plus importante. Ils captent toutes les contraintes aux mouvements de capitaux, quelles que soient leurs natures. Ils utilisent 16 grands pays émergents<sup>68</sup>, entre 2001 et 2012, sur des données trimestrielles. L'utilisation d'un VAR structurel en panel leur permet de prendre en compte l'endogénéité des variables du Trilemme de Mundell et de contrôler par les facteurs « *push* » des mouvements de capitaux en variables exogènes. Leur analyse conclut que la mise en place de restrictions aux capitaux dans un BRICS entraîne des entrées de capitaux dans les autres pays de la zone, surtout dans la période après la crise de 2008. Ils ajoutent que ces effets de report sont d'autant plus importants que les autres pays des BRICS sont proches géographiquement. Ils complètent leur analyse en montrant que si les contrôles de capitaux peuvent avoir des effets sur les flux bruts, ceux-ci ne sont pas significatifs lorsque l'on se concentre sur les flux nets de capitaux. De plus, les effets significatifs disparaissent après un trimestre. Bruno et *al.* (2015) ajoutent une autre dimension dans les effets de report. Dans leur étude en panel à effets fixes sur les flux de capitaux entrants placés en dettes et en crédits bancaires internationaux dans 12 pays d'Asie et du Pacifique développés et émergents<sup>69</sup> entre 2004 et 2013, ils relèvent que l'adoption de contrôles, quelles que soient leurs natures, sur l'un des deux types de mouvements de capitaux entraîne une augmentation des flux entrants de l'autre type.

68. Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pérou, Philippines, Russie, Thaïlande, Turquie.

69. Australie, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Inde, Indonésie, Japon, Malaisie, Nouvelle-Zélande, Philippines, Singapour, Thaïlande.

Ainsi, lorsqu'un pays, sur la période d'étude, a adopté des contrôles sur les capitaux en dette, cela a diminué ces mouvements, mais a, dans le même temps, augmenté les flux de crédits internationaux et inversement. Ils montrent alors qu'il y a bien un changement dans la typologie des flux de capitaux, à cause de ces mesures, mais que celles-ci ne se concentrent pas forcément sur une réallocation entre court et long terme.

D'autres études montrent que l'efficacité dépend des pays considérés. Habermeyer et *al.* (2011) préfèrent, quant à eux, considérer les pays dans un modèle en série temporelle en se concentrant sur le Brésil, la Colombie, la Thaïlande et la Corée du Sud et une estimation VAR. Cela leur permet de comparer les pays entre eux de 2000 à 2008. Ils captent les contrôles de capitaux par le biais des mesures monétaires (taxes, réserves non rémunérées) et des mesures réglementaires (quota, interdictions ...). Ils montrent que les contrôles de capitaux ne sont pas toujours efficaces selon les pays ou le type de mesures adoptées. Les auteurs expliquent les différences d'effets entre les pays par leur structure financière. Pour eux, plus un pays a un marché financier développé, plus il est facile pour les opérateurs de contourner les mesures. Ils ajoutent que les effets, lorsqu'ils sont significatifs, sont de court terme comme nous l'avons déjà évoqué. L'efficacité des contrôles de capitaux peut aussi être conditionnée à la structure économique du pays. C'est ce que montrent Prati et *al.* (2012). En utilisant des données microéconomiques sectorielles dans 11 pays développés et 15 pays émergents<sup>70</sup> entre 1995 et 2004, ils montrent que le contrôle des capitaux, synthétisés par la base de données de Schindler (2009), a des effets sur les firmes nationales, mais aucun sur les firmes exportatrices. Le fait que ces dernières engrangent des recettes en monnaies étrangères leur permet de pouvoir s'endetter sur les marchés internationaux en devises quel que soit le degré d'ouverture du compte financier. Leur approche permet de relativiser l'efficacité des contrôles de capitaux qui peuvent être contournés par certains secteurs. De plus, en croisant un tel résultat avec l'analyse de Korinek (2018), les flux de capitaux créés, en dettes libellées en devises, sont ceux qui entraînent le plus d'externalités négatives dans les pays.

Un autre pan de la littérature montre que l'efficacité des mesures, lorsqu'elle est significative, peut être faible. Cardarelli et *al.* (2010) examinent les effets de contrôle de capitaux, captés par la base de Schindler (2009), sur les mouvements nets entrants de 52 pays, dont 44 émergents<sup>71</sup> et en développement entre 1985 et 2007. Leur méthode fait apparaître des épisodes d'importantes entrées de capitaux dans les pays considérés. Ils montrent, à l'aide d'une étude d'évènement, que la mise en place de contrôles sur les capitaux entrants peut avoir de faibles effets durant les épisodes de larges flux entrants mais n'a pas d'effet significatif sur la fin de ces épisodes. Edwards (2007) confirme que les effets sont faibles. Il utilise une méthodologie différente pour tester l'efficacité des mesures. Sur

---

70. Argentine, Australie, Belgique, Brésil, Canada, Chili, Chine, Espagne, Finlande, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Israël, Italie, Japon, Malaisie, Mexique, Nouvelle-Zélande, Pérou, Philippines, Portugal, République tchèque, Suède, Thaïlande.

71. Afrique du Sud, Albanie, Argentine, Brésil, Bulgarie, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Costa Rica, Croatie, Chypre, Égypte, Estonie, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Israël, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Malte, Maroc, Mexique, Pakistan, Paraguay, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Singapour, Slovaquie, Slovénie, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Ukraine, Uruguay, Venezuela, Vietnam.

un plus large échantillon en panel comprenant 163 pays entre 1970 et 2004, il utilise un modèle logit permettant d'estimer la probabilité des pays à souffrir d'épisodes de retournement de capitaux. Il montre que la libéralisation du compte financier, passant par la diminution des contrôles de capitaux, n'a que peu d'effets sur cette probabilité. Même si ces résultats sont significatifs et robustes à trois différentes mesures de l'ouverture financière (un indice de mobilité du capital, un indice de position extérieur, un indice de contrôle de capitaux toute nature confondue) l'auteur insiste sur le fait que les effets sont très faibles, voire négligeables. Clements et Kamil (2009), en se focalisant sur l'exemple de la Colombie entre 2006 et 2008 sur des données hebdomadaires, ajoutent que lorsque l'on regarde l'ensemble des flux de capitaux entrants, hors IDE, les contrôles de capitaux, captés par les exigences de réserves non rémunérées, ne sont plus significatifs. Cela peut traduire un changement dans la typologie de flux de capitaux entrants mais pas dans leur volume total. Ces résultats sont appuyés par l'article de De Gregorio et *al.* (2000) qui prennent le cas du Chili entre 1991 et 1998.

Le contexte macroéconomique peut entacher l'efficacité des contrôles de capitaux. En effet, lorsqu'il s'agit des épisodes extrêmes de mouvements de capitaux (fortes entrées, arrêts brutaux, reflux), Forbes et Warnock (2012) établissent que les contrôles de capitaux, quelles que soient leurs natures, dans les pays ne permettent pas de réduire significativement leur apparition. Ils étudient ces relations par le biais de régression SUR (régressions apparemment indépendantes) sur les flux de capitaux bruts de 60 pays émergents et développés entre 1980 et 2009. Sur une période plus récente, entre 2009 et 2011 et des données hebdomadaires, Forbes et *al.* (2015) confirment les résultats précédents. Ils utilisent un procédé en plusieurs étapes permettant d'affiner les résultats quant à l'efficacité des contrôles de capitaux sur les flux entrants dans 60 pays. Ils emploient une méthode d'appariement des coefficients de propension. Cela permet de réduire l'hétérogénéité dans le panel et de comparer entre l'échantillon traité, c'est-à-dire qui met en place des mesures, et celui qui ne l'est pas. Ils montrent que l'efficacité des contrôles de capitaux sur les entrées nettes dans les pays sont très faibles et ne sont pas robustes aux différentes méthodes.

La temporalité des contrôles de capitaux peut aussi expliquer leur efficacité. Pour Eichengreen et Rose (2014), l'inertie des contrôles de capitaux qui ne répondent pas à la conjoncture peuvent expliquer leur inefficacité. Lorsque les mesures sont adoptées, elles demeurent, pour la plupart des pays, dans le temps et ce, même si les causes de leur mise en place disparaissent. Ils plaident alors pour l'adoption de ces politiques de façon conjoncturelle, sans néanmoins tester leur efficacité. Leurs conclusions rejoignent toutefois les travaux théoriques de Davis et Presnos (2014). Klein (2012) s'intéresse aussi à cette distinction entre les contrôles de capitaux et apprécie leur efficacité. Ses résultats empiriques vont à l'encontre de l'analyse de Eichengreen et Rose (2014). Il utilise une terminologie et un classement des politiques de contraintes aux capitaux en faisant émerger deux types. D'une part, il y a les mesures dites « remparts » qui sont adoptées sur le long

terme. D'autre part, coexistent les contrôles de capitaux de court terme qui sont mis en place de façon épisodiques et qui sont appelés « portes ». L'auteur utilise une base de données annuelles portant sur 44 pays développés et en développement<sup>72</sup>, entre 1995 et 2010, et un modèle probit. L'analyse conclut que ce sont les mesures qui durent sur le long terme qui sont les plus efficaces pour limiter l'occurrence d'épisodes de fortes entrées de capitaux (« *surge* »). Il justifie cela en avançant l'argument de l'expérience des agents. En effet, lorsque le pays met en place des contrôles de capitaux conjoncturels, les agents pourront plus facilement les contourner dans la mesure où ils ont déjà eu accès au marché avant la mise en place des mesures et que les institutions de contrôle peuvent se révéler plus faibles. Allegret (2000), dans une analyse de la littérature donne des conclusions similaires. Klein (2012) insiste sur l'importance que peuvent avoir les mesures dites prudentielles. Néanmoins, il attire notre attention sur le coût de ces mesures. Forbes (2007) montre d'ailleurs que celui-ci est supporté par les plus petites entreprises. En effet, en prenant l'exemple du Chili dans les années 90, l'auteure montre, par le biais d'un modèle en différence estimé par la méthode des moments généralisés, que les plus petites entreprises sont celles qui sont les plus contraintes et pas seulement sur les marchés financiers internationaux. Le difficile accès aux marchés internationaux, même sur des supports non taxés et/ou de plus long terme, le contrôle du crédit dû à une diminution des moyens de financement des banques, ainsi que le coût pour contourner les mesures sont autant de justifications que l'étude de Forbes donne pour expliquer ces résultats.

## II. Les mesures macroprudentielles pour limiter l'exposition aux capitaux internationaux

Les politiques macroprudentielles sont nées de la volonté des États et des banques centrales de stabiliser la sphère économique et financière en limitant le risque systémique, grâce à de nouveaux instruments. Elles permettent, en effet, de diminuer la procyclicité de la sphère financière en ralentissant, en période de hausse, et en stimulant, en période de baisse, l'économie nationale. Leurs principaux moyens passent par la maîtrise de la croissance du crédit dans les économies. Les crises financières successives du XXI<sup>e</sup> siècle ont fait resurgir ce besoin de protéger l'économie réelle de la volatilité, du risque systémique et des difficultés de la sphère financière. Pour ce faire, plusieurs instruments ont été créés et sont aujourd'hui utilisés par beaucoup de pays. Ces mesures sont adoptées dans le but de se prémunir contre les risques qui naissent lorsque le cycle financier est en croissance. Elles visent alors à le freiner sans faire l'usage de la politique monétaire au sens strict, c'est-à-dire des taux directeurs. Ces instruments peuvent être classés en deux catégories. La première regroupe l'ensemble des mesures touchant les emprunteurs nationaux. C'est donc une politique influençant la demande de financement domestique. La seconde est par

<sup>72</sup>. Afrique du Sud, Allemagne, Argentine, Australie, Autriche, Belgique, Brésil, Canada, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Danemark, Égypte, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Italie, Islande, Israël, Japon, Malaisie, Maroc, Mexique, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Pérou, Philippines, Pologne, Portugal, République tchèque, Royaume-Uni, Russie, Suède, Suisse, Thaïlande, Turquie.



analogie l'agrégation des instruments qui visent les prêteurs nationaux. C'est ici une politique affectant l'offre de financement domestique. Conformément à Cerutti et *al.* (2017), nous pouvons relever 12 instruments différents, utilisés par les pays développés comme émergents, parmi lesquels deux font partie des mesures touchant les emprunteurs, et 10 les prêteurs. Les ratios prêt sur valeur d'actif et dette sur revenu entrent dans la première catégorie. Ils contraignent les établissements financiers à ne prêter qu'aux agents qui respectent ces ratios. Les autres mesures ciblent les prêteurs en leur imposant deux types de contraintes. La première est sur le crédit distribué et le risque inhérent et comprend les mesures suivantes : les limites sur la croissance du crédit, le coussin contracyclique en capital, les limites sur les crédits en devises étrangères, les provisions pour pertes sur crédit supérieures durant les épisodes haussiers du cycle économique, les limites sur le ratio de levier des banques, les exigences de réserves, les taxes sur les institutions financières. La seconde repose sur la concentration du secteur afin de limiter le risque systémique avec les instruments suivants : les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs, les limites sur la concentration du secteur bancaire et son exposition, les exigences de capital supplémentaires pour les institutions financières systémiques. Claessens (2015) montre qu'entre 2000 et 2013, les pays émergents adoptent plus particulièrement des politiques ciblant les prêteurs avec des exigences de réserves, des limites sur les crédits en devises et des mesures visant les emprunteurs avec les ratios prêt sur valeur d'actif et dette sur revenu. Les pays développés concentrent leur politique sur cette seconde catégorie.

Aujourd'hui, l'accent est mis sur la recherche des mesures efficaces pour lutter contre la procyclicité des flux de capitaux et leurs conséquences. La littérature se penche alors sur les instruments macroprudentiels, dans la mesure où ceux-ci ne font pas intervenir de discriminations sur les non-résidents.

De plus, les mouvements de capitaux, influencés par les facteurs internes aux pays qui les reçoivent, ne sont stables que dans la mesure où le risque financier est faible. En outre, comme nous l'avons vu, l'efficacité des contrôles de capitaux n'est pas toujours satisfaisante et fait émerger la nécessité de trouver des instruments complémentaires.

L'objectif de cette partie est de montrer, par une revue de la littérature, que les mesures macroprudentielles peuvent être efficaces pour limiter les flux de capitaux et améliorer l'autonomie de la politique monétaire. Néanmoins, nous montrons que ces résultats sont discutés par certains auteurs.

## **A. L'efficacité des mesures macroprudentielles : stabilité financière et flux de capitaux**

La modélisation théorique des effets de la politique macroprudentielle, bien que peu développée, montre des effets positifs sur la stabilisation des économies. Unsal (2013) établit, dans un modèle DSGE en économie ouverte, que les mesures macroprudentielles adoptées par un pays jouent un rôle conjoint avec la politique monétaire du pays pour réduire les effets défavorables des flux de capitaux. De plus, il ajoute que la politique

macroprudentielle, modélisée par une augmentation du coût des crédits, est plus efficace théoriquement que l'instauration de contrôles de capitaux, car elle permet de freiner le cycle financier du pays. L'auteur montre que la politique macroprudentielle permet de freiner le phénomène d'accélérateur financier et donne ainsi plus d'autonomie à la politique monétaire nationale. Il montre néanmoins que la politique macroprudentielle doit s'ajouter à la politique monétaire. Toutefois, ces mesures doivent être calibrées suivant le régime de change du pays. Conformément au Triangle de Mundell, quand le régime de change est fixe, le pays devra mettre en place plus de mesures macroprudentielles pour augmenter l'autonomie de la politique monétaire que lorsque le régime de change est flexible. L'autonomie retrouvée, la banque centrale n'a pas à augmenter ses taux pour pallier les pressions inflationnistes, mais contraint le bilan des agents financiers par les mesures macroprudentielles. Sans cela, la banque centrale serait forcée d'augmenter son taux directeur, et serait susceptible d'attirer davantage de capitaux puisque cela entraîne une augmentation du rendement des titres financiers. Mécaniquement, en présence de mesures macroprudentielles, les prix d'actifs (titres de portefeuille, taux de change) s'apprécient moins. C'est l'argument de Shin (2016), repris par Gadanecz & Jayaram (2015), selon lequel « les outils macroprudentiels peuvent être déployés pour contrebalancer les effets d'une politique monétaire trop expansionniste, même si des tensions et incitations contradictoires peuvent émerger lorsque deux politiques vont dans des directions opposées ». Unsal (2013) ajoute néanmoins que la politique macroprudentielle n'est pas le remède à tous les maux qui touchent l'économie, mais qu'elle doit pouvoir s'adapter en fonction des différents chocs. Bianchi et *al.* (2016), en utilisant un modèle de « *sudden stop* » calibré sur des données d'un pays émergent, complètent et confirment l'analyse précédente. Leurs résultats établissent que les instruments macroprudentiels ont des effets sur les flux de capitaux. À la suite d'un choc sur les facteurs « *push* » (conditions sur les marchés internationaux et taux d'intérêt mondial), l'adoption de mesures macroprudentielles, modélisées par l'instauration de taxe sur le crédit, réduit la volatilité des flux de capitaux de moitié et la probabilité d'occurrence de crises d'un point de pourcentage. Medina et Roldos (2018) corroborent l'analyse précédente dans un modèle d'accélérateur financier. Leur modélisation de la politique macroprudentielle est cependant différente. Ils adoptent un taux de réserve règlementaire, qui varie en fonction du cycle financier du pays. Malgré ces différences de techniques, leurs résultats démontrent qu'en adoptant cette mesure, en plus d'une politique monétaire ciblant l'inflation, cela permet de réduire les effets de la volatilité des flux de capitaux dans l'économie. Cette conclusion est robuste à l'ajout de possibilité d'emprunt, par les entreprises, sur le marché international. Korinek et Sandri (2016) établissent, par le biais d'un modèle en économie ouverte, que la politique macroprudentielle, modélisée par une taxe sur les emprunteurs, réduit le montant des passifs financiers risqués dans une économie, quel que soit le prêteur (national ou international). Ils montrent que les mesures doivent être adoptées en fonction de l'endettement du pays. Plus celui-ci a une dette importante, plus il doit mettre en place de mesures pour stabiliser

la sphère financière. Ils rajoutent que ces politiques doivent être adaptées en fonction du degré de développement du pays. Pour un pays émergent, celui-ci doit mettre en place à la fois des contrôles de capitaux et des mesures macroprudentielles pour éviter les risques d'arrêt brutal des mouvements de capitaux. Bianchi (2011) complète l'analyse par le biais d'un DSGE. Il montre que les politiques macroprudentielles, modélisées par des taxes sur les emprunteurs et des exigences de réserves, permettent en effet de réduire le risque de crise financière dans les pays qui les adoptent. Il conclut que cela peut permettre de se protéger des vulnérabilités financières des pays face aux mouvements de capitaux.

Ces conclusions théoriques ont été confirmées par une partie de la littérature empirique. Montoro et Moreno (2011) évoquent le fait que la politique macroprudentielle peut limiter les flux de capitaux par le biais des contraintes que subissent les banques. Ils en affirment que la politique macroprudentielle permet de faire face au dilemme de l'institution monétaire, c'est-à-dire choisir entre stabiliser l'économie en freinant le crédit ou diminuer les flux de capitaux par une politique monétaire expansionniste. Ces auteurs se concentrent essentiellement sur l'ajustement des réserves obligatoires dans les pays d'Amérique latine (Brésil, Colombie, Pérou) de 2006 à 2010. Cette intuition est validée empiriquement par l'étude de Cordella et *al.* (2014) sur l'efficacité de ces mesures dans cette zone géographique par le biais d'un PVAR sur 52 pays développés et émergents<sup>73</sup> entre 1970 et 2011. On peut expliquer le mécanisme par le fait que ces politiques contraignant les banques, celles-ci distribuent moins de crédit. L'accès au crédit des agents est plus coûteux, les opportunités d'arbitrage et de placement sont moins intéressantes, ce qui crée mécaniquement des pressions à la baisse, ou du moins à la stabilisation, des prix d'actifs (Barwell (2013)). Si ceux-ci ne démontrent pas de dynamique intéressante, les investisseurs internationaux sont peu enclins à placer leur argent sur ces marchés. Aizenman et *al.* (2017) ajoutent que plus le pays émergent met en place des mesures macroprudentielles, moins il est dépendant de la politique monétaire des pays centraux comme les États-Unis par exemple. Pour eux, la politique macroprudentielle est un outil en plus de ceux généralement considérés par l'impossible Trinité de Mundell. Ces auteurs utilisent une méthodologie en deux étapes. La première réside dans l'estimation de la sensibilité de la politique monétaire des pays dits périphériques à la politique monétaire des pays centraux (États-Unis, Europe, Japon). La seconde étape mesure, en panel, les effets des politiques macroprudentielles sur cette interdépendance, en utilisant la base de données de Cerutti (2015) sur 100 pays émergents et en développement entre 1986 et 2015. Quelles que soient les conditions macroéconomiques du pays périphérique, les mesures macroprudentielles, et spécialement le ratio de levier et les exigences de réserves, les isolent en partie des politiques monétaires expansionnistes des pays centraux.

---

73. Allemagne, Argentine, Australie, Biélorussie, Brésil, Canada, Chili, Chine, Colombie, Costa Rica, Croatie, Danemark, Équateur (dollarisé et pré-dollarisé), Espagne, États-Unis, Euro-17, France, Guatemala, Honduras, Hongrie, Inde, Israël, Jamaïque, Japon, Lettonie, Lituanie, Macédoine, Malaisie, Mexique, Nicaragua, Norvège, Nouvelle-Zélande, Panama, Pérou, Philippines, Pologne, Portugal, République dominicaine, République tchèque, Roumanie, Royaume-Uni, Salvador, Serbie, Singapour, Suède, Suisse, Thaïlande, Trinité et Tobago, Turquie, Uruguay, Venezuela.

Sur une période différente, entre 1995 et 2008, Qureshi et *al.* (2011) corroborent les résultats précédents. Ils montrent que les mesures macroprudentielles nationales, en stabilisant la sphère financière lorsque le pays connaît d'importants flux de capitaux entrants, permettent de diminuer les effets dévastateurs lorsque les capitaux se retournent. Les auteurs construisent 2 indicateurs de politique macroprudentielle pour 51 pays émergents<sup>74</sup>. Le premier synthétise les mesures visant les transactions en devises, que ce soient des crédits locaux, des titres locaux ou des dépôts. Le second indicateur prend en compte le ratio crédit sur valeur d'actif, les exigences de réserves ainsi que les limites sur la concentration du secteur. Les premiers vont réduire l'endettement international, tandis que les seconds vont freiner la sphère financière en limitant la croissance du crédit lorsque le cycle est ascendant. Ce faisant, dans une note du FMI, Pradhan et *al.* (2011), relèvent bien que l'objectif direct de ces mesures n'est pas de diminuer les flux de capitaux. Néanmoins, ils montrent que cela réduit les rendements espérés des actifs dans le pays. Ils ajoutent que la contrainte contra-cyclique pesant sur les banques, grâce à de telles mesures, peut aussi diminuer le risque de carry-trade et donc les mouvements de capitaux de court terme.

Bruno et Shin (2014) se concentrent sur le cas de la Corée du Sud qui a adopté des mesures macroprudentielles depuis 2010. En estimant un panel de 48 pays développés et émergents<sup>75</sup> entre 1996 et 2012, les auteurs montrent que l'adoption d'instruments macroprudentiels en 2010, capté par une variable muette, permet au pays de s'isoler des facteurs globaux affectant les flux de capitaux en crédits bancaires internationaux. Beirne et Friedrich (2017), par une analyse en panel à effets fixes sur 66 pays émergents et développés entre 1999 et 2012, confirment que les politiques macroprudentielles, captées par les restrictions sur les activités du secteur financier en devises, sont efficaces pour réduire les flux de capitaux en crédits bancaires internationaux. Néanmoins, les auteurs observent des non-linéarités dans l'efficacité de ces politiques. En effet, leurs résultats sont conditionnés par une qualité des institutions élevée, un ratio crédit sur dépôt élevé ainsi qu'un faible ratio coût sur bénéfice. De ce fait, plus la qualité institutionnelle est élevée, plus la politique macroprudentielle sera efficace pour limiter les flux de crédits bancaires internationaux. Ces auteurs font émerger l'idée que l'efficacité de ces mesures peut être conditionnée à d'autres variables.

Zhang et Zoli (2016) travaillent sur une autre typologie de capitaux. Les auteurs utilisent un échantillon de 46 pays<sup>76</sup> entre 2000 et 2013 sur des données trimestrielles et montrent que les mesures macroprudentielles ont des effets significatifs et négatifs sur les

74. Afrique du Sud, Algérie, Argentine, Arménie, Bosnie-Herzégovine, Brésil, Bulgarie, Corée du Sud, Chili, Chine, Colombie, Costa Rica, Croatie, Équateur, Égypte, Estonie, Géorgie, Guatemala, Hongrie, Islande, Inde, Indonésie, Israël, Jamaïque, Jordanie, Kazakhstan, Lettonie, Liban, Lituanie, Malaisie, Maroc, Mexique, Pakistan, Panama, Pérou, Philippines, Pologne, République dominicaine, République tchèque, Roumanie, Russie, Salvador, Serbie, Sri Lanka, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Ukraine, Uruguay, Venezuela, Vietnam.

75. Allemagne, Argentine, Australie, Autriche, Belgique, Brésil, Bulgarie, Canada, Chili, Chypre, Corée du Sud, Danemark, Égypte, Espagne, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Indonésie, Irlande, Islande, Israël, Italie, Japon, Lettonie, Lituanie, Malaisie, Malte, Mexique, Norvège, Pays-Bas, Philippines, Pologne, Portugal, République tchèque, Roumanie, Royaume-Uni, Russie, Slovaquie, Slovénie, Suède, Suisse, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Uruguay, Vietnam.

76. Arabie Saoudite, Argentine, Australie, Autriche, Brésil, Bulgarie, Canada, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Croatie, Espagne, Estonie, Finlande, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Israël, Koweït, Lettonie, Liban, Malaisie, Mexique, Nigeria, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Pérou, Philippines, Pologne, Roumanie, Royaume-Uni, Russie, Serbie, Singapour, Slovaquie, Suède, Suisse, Taïwan, Thaïlande, Turquie, Uruguay, Vietnam.

flux de capitaux nets entrants en actions. Leur analyse en panel dynamique et la construction d'un indice de politique macroprudentielle leur permettent d'établir que ces mesures ne sont significatives qu'entre 2006 et 2013 sur tous les pays. En ne considérant que la région asiatique, l'adoption de telles mesures est significative sur ces mouvements de capitaux dans toute la période d'étude. Cette étude révèle aussi l'existence de non-linéarités dans l'efficacité de la politique macroprudentielle. Celles-ci se caractérisent dans le temps et peuvent être expliquées par le contexte économique international.

## B. Des effets positifs à relativiser

Comme pour la littérature concernant les contrôles de capitaux, certaines études ont montré qu'il existait des effets de report de la politique monétaire macroprudentielle. Par le biais d'un modèle théorique en économie ouverte, Jeanne (2014) atteste que l'adoption de politiques macroprudentielles, modélisées par des taxes sur l'endettement domestique et les flux de capitaux étrangers, va avoir pour effets de diminuer le taux d'intérêt mondial et pousser les capitaux vers les autres pays. De plus, les mesures ont eu peu d'effets pour contenir l'appréciation de prix d'actifs. Grâce à leur modèle théorique de « *sudden stop* », Bianchi et *al.* (2016) montrent que la politique macroprudentielle, décrite comme une taxe sur l'emprunt, doit réagir au contexte international pour être efficace. Elle doit s'ajuster aux annonces macroéconomiques internationales, suivant qu'elles soient optimistes ou pessimistes, mais aussi à la liquidité globale sur les marchés internationaux. Cela rend l'utilisation, et plus spécifiquement l'efficacité des mesures, dépendantes du contexte.

La littérature empirique a aussi aidé à mitiger les conclusions. Gosh et *al.* (2014) confirment les résultats théoriques de Jeanne (2014). Par le biais d'une estimation en panel entre 1995 et 2012 sur 76 pays recevant des flux de crédits bancaires internationaux, ils montrent que les mesures macroprudentielles, synthétisées par des restrictions sur les opérations en devises, ont des effets de report géographiques. Lorsqu'un pays met en place de telles politiques, cela entraîne une diminution des flux de crédits bancaires dans celui-ci mais en crée dans un autre. Il y a alors un détournement de trafic. Beirne et Friedrich (2017) relativisent ces effets. Comme Gosh et *al.* (2014), ils établissent, par le biais de l'estimation d'un panel sur 66 pays entre 1999 et 2012, que l'adoption de ce genre de politiques peut dévier les flux de capitaux en crédits bancaires internationaux d'un pays à un autre voisin. Toutefois, en scindant leur échantillon entre les pays développés et émergents, ils concluent que la politique macroprudentielle ne crée pas d'effet de report quand elle est menée par un pays émergent.

D'autres auteurs montrent que l'efficacité des mesures macroprudentielles peut être nuancée. Habermeyer et *al.* (2011) utilisent un modèle VAR pour estimer les effets de l'adoption de politiques prudentielles dans 13 pays émergents<sup>77</sup> entre 2000 et 2008. Ils considèrent toutes les mesures macro et microprudentielles dans leur étude. S'ils concluent

---

<sup>77</sup>. Afrique du Sud, Brésil, Colombie, Corée du Sud, Croatie, Inde, Pérou, Philippines, Roumanie, Russie, Thaïlande, Uruguay, Vietnam.

à l'efficacité de ces politiques sur la croissance du crédit dans les pays, les effets sur les flux de capitaux entrants ne sont significatifs que pour le Pérou. Forbes et *al.* (2015), grâce à leur technique d'appariement, ajoutent que bien que la politique macroprudentielle, captée par les limites sur l'exposition du secteur bancaire aux opérations en devises, réduise l'instabilité financière, elle n'a d'effet ni sur les flux de capitaux ni sur les taux de change sur leur échantillon de 60 pays.

D'autres études portent sur l'efficacité de certaines mesures relativement à d'autres. Lim et *al.* (2011) montrent que ce sont celles qui visent la liquidité qui sont les plus efficaces pour réduire les flux de capitaux. L'analyse en panel, entre 2000 et 2010 comprenant 49 pays<sup>78</sup>, établit que celles visant le crédit et celles relatives au capital ne sont pas significatives. Ils ajoutent que la prise en compte du régime de change ne change rien à leurs conclusions. Fendoglu (2017) trouve des résultats différents. En utilisant un panel dynamique estimant les effets des mesures macroprudentielles sur le crédit bancaire dans 18 pays émergents<sup>79</sup> entre 2000 et 2013, il montre que ce sont seulement les mesures visant les institutions financières nationales (exigence contracyclique de capital, provisions sur créances, restrictions sur les crédits en devises et les limites sur la situation nette du bilan en devise) qui sont significatives pour limiter les effets des flux de crédits bancaires internationaux entrants sur le crédit dans le pays. En considérant les flux de portefeuille entrants, les résultats montrent des effets opposés. Ce ne sont que les instruments visant les prêteurs nationaux (ratio prêt sur valeur d'actif et dette sur revenu) qui limitent les effets des flux de capitaux entrants sur les crédits nationaux. Cela laisse à penser que les mesures macroprudentielles peuvent avoir des effets différents suivant le type de flux de capitaux entrants considérés. Aguirre et *al.* (2017) montrent d'ailleurs que les mesures macroprudentielles peuvent entraîner des flux de capitaux entrants en obligations dans les pays en développement. Les auteurs utilisent un échantillon de 39 pays, dont 18 émergents et en développement<sup>80</sup>, sur des données trimestrielles entre 2004 et 2013 et estiment un panel à effets fixes. Ils justifient ces effets par le fait que l'adoption de contraintes sur les institutions financières locales, synthétisées par la base de données de Cerutti et *al.* (2015), va pousser les emprunteurs à avoir recours à des financements externes. En ce sens, cela va créer des flux de capitaux entrants en dettes. Bruno et *al.* (2015) estiment les effets des politiques macroprudentielles, visant les institutions financières comme les emprunteurs, sur les flux de crédits bancaires entrants dans 12 pays émergents d'Asie et du Pacifique<sup>81</sup> entre 2004 et 2013. Ils trouvent eux aussi des effets inverses. L'adoption de mesures macroprudentielles explique une augmentation des crédits bancaires internationaux entrants

---

78. Parmi lesquels : Afrique du Sud, Argentine, Autriche, Brésil, Bulgarie, Canada, Chili, Chine, Colombie, Corée du Sud, Croatie, Espagne, France, Grèce, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Italie, Liban, Malaisie, Mexique, Mongolie, Nigeria, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pérou, Pologne, Portugal, Roumanie, Russie, Serbie, Singapour, Slovaquie, Suède, Suisse, Thaïlande, Turquie, Uruguay.

79. Afrique du Sud, Brésil, Bulgarie, Chili, Colombie, Corée du Sud, Croatie, Hongrie, Indonésie, Malaisie, Mexique, Philippines, Pologne, République tchèque, Roumanie, Russie, Thaïlande, Turquie.

80. Bangladesh, Brésil, Bulgarie, Chili, Colombie, Costa Rica, Géorgie, Hongrie, Inde, Kazakhstan, Lettonie, Mexique, Pakistan, Pérou, Pologne, Salvador, Turquie, Ukraine.

81. Australie, Chine, Corée du Sud, Hong Kong, Inde, Indonésie, Japon, Malaisie, Nouvelle-Zélande, Philippines, Singapour, Thaïlande.

dans les pays.

## Conclusion Chapitre 1

La littérature sur les flux de capitaux s'est largement intéressée aux instruments pouvant les contenir. Nous avons vu, dans la première partie traitant des contrôles de capitaux, que ceux-ci sont théoriquement efficaces pour les limiter. Cela se traduit par une diminution des flux de court terme comme le montre deux études théoriques. Cette diminution ne se traduit pas nécessairement par une diminution des flux totaux. Quatre analyses ont alors montré, par le biais d'études empiriques, que les effets sur le volume ne sont pas toujours significatifs, mais que les contrôles sont significatifs pour expliquer un changement dans la composition des flux entrants. Seulement une étude a établi la significativité des contraintes sur les flux sortants. De plus, nous avons vu que l'accumulation de mesures avait des conséquences sur les flux de capitaux et permettait au pays de mieux se protéger, conformément à deux études précédemment citées. Cependant, toutes les mesures ne sont pas efficaces. Une étude révèle que les contrôles de long terme ont des impacts significatifs. À l'inverse, les contrôles conjoncturels de court terme n'auraient pas d'effet. Néanmoins, les résultats ne font pas consensus dans la littérature. En outre, l'adoption de contrôles n'a pas toujours les résultats escomptés. Elle peut se traduire par des effets de report comme l'ont montré quatre travaux. Ceux-ci se manifestent par des flux de capitaux qui se tournent vers d'autres pays, ou d'autres titres dans le même pays. D'autres travaux montrent que les contrôles de capitaux ne sont pas efficaces car ne ils touchent pas tous les agents et sont coûteux. Ces coûts sont d'ailleurs supportés par les petites entreprises.

La littérature qui s'intéresse aux liens entre la politique macroprudentielle et les flux de capitaux est moins développée. Elle est néanmoins unanime pour dire qu'elle permet de stabiliser la sphère financière nationale et éviter les crises et leurs conséquences dévastatrices dues à un retournement des flux de capitaux, comme le démontrent dix articles. Cela peut s'expliquer par le déclin des prix d'actifs, induit par ces politiques. L'adoption de mesures macroprudentielles permet aussi à la politique monétaire d'être plus autonome, en change fixe comme en change flexible. Ce mécanisme est confirmé par deux études théoriques. Toutefois, son efficacité à réduire les flux de capitaux est très discutée. Une partie de la littérature indique des effets positifs par le canal du crédit. Nonobstant, ces conclusions sont conditionnées au contexte institutionnel du pays, aux types de capitaux mais aussi aux mesures considérées comme l'illustrent trois études. De plus, trois travaux montrent des effets opposés. Pour les auteurs, l'adoption de politiques macroprudentielles pourrait créer plus de flux de capitaux car les agents cherchent à se financer sur les marchés internationaux.

Au terme de ce chapitre, il est difficile de donner un constat clair sur l'efficacité des instruments étudiés. Les références de la littérature sont d'ailleurs souvent difficiles à comparer et dépendent de beaucoup de modalités. Par conséquent, nous nous proposons,

dans les deux chapitres suivants, de compléter la littérature existante.





# Chapitre 2 : Une efficacité différenciée en fonction des mesures adoptées et des flux de capitaux considérés : une analyse en panel à effets fixes

## Introduction Chapitre 2

Pour pouvoir étudier l'efficacité des mesures permettant de réduire les effets de report des politiques monétaires non conventionnelles sur les pays émergents, notre démarche débute par une étude en panel à effets fixes. Nous avons vu dans les parties précédentes de cette thèse, par l'intermédiaire de la revue de la littérature et de l'analyse des déterminants des prix d'actifs, que la politique monétaire non conventionnelle des États-Unis s'est traduite par des flux de capitaux dans les pays émergents. Nous allons ici étudier dans quelle mesure les politiques visant à réduire les mouvements de capitaux, et donc à stabiliser l'économie, permettent effectivement de diminuer les flux entrants bruts dans les pays émergents. Notre démarche s'inscrit dans deux objectifs différents. Le premier est de tester, dans un modèle linéaire, si les politiques macroprudentielles et les contrôles de capitaux ont des effets significatifs sur les flux entrants dans la période récente. Ici, nous testons les effets sur les mouvements de capitaux quelle que soit leur source. Ils peuvent être expliqués par l'ensemble des facteurs « *push* » et par les facteurs « *pull* ». Nous ne testerons donc pas les seuls flux de capitaux issus des conséquences de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed, mais tous les flux entrants. Elle est une première étape nécessaire à l'étude des non-linéarités du chapitre 3 suivant. Il s'attachera, entre autre, à déterminer l'efficacité des mesures sur les mouvements de capitaux induits par la politique monétaire non conventionnelle américaine. Notre second objectif est de tester la robustesse des résultats de notre partie II avec des variables endogènes et des indicateurs de politique monétaire non conventionnelle différents.

Ce chapitre va nous permettre, au fur et à mesure de notre développement, de cibler

les mesures adoptées ayant eu des effets significatifs sur les flux de capitaux. Dans notre travail, nous utilisons des indicateurs de contraintes à l'ouverture financière de plus en plus fins. La revue de la littérature du chapitre précédent nous a permis de nous questionner sur l'efficacité des contrôles de capitaux et de la politique macroprudentielle sur les flux de capitaux. La diversité des études et le manque d'analyse complète, que ce soit au niveau des instruments ou des types de flux de capitaux, n'ont pas donné lieu à des conclusions fortes. Ainsi, notre objectif sera de vérifier si les instruments visant à réduire les flux de capitaux ont tous les mêmes effets selon la période d'étude (avant ou après 2008) et les types de flux de capitaux que nous avons retenus.

## I. Le modèle et les données

### A. Une approche en panel à effets fixes

Nous considérons deux catégories de variables expliquées. En premier lieu, nous travaillons avec les flux de portefeuille entrants bruts. Ces mouvements de capitaux de court terme sont, par définition, les plus volatils. Nous les désagrégeons ensuite entre les flux entrants en actions et ceux en obligations. Le fait de les traiter de façon brute s'inscrit dans la littérature. Beaucoup de travaux se focalisent sur cette dimension comme Borio et Disyatat (2011), Cerutti et al. (2015), Alberola et al. (2016). Les flux bruts de capitaux sont définis comme les achats nets de titres nationaux par les non-résidents. Prendre en compte les flux de capitaux entrants bruts par rapport à leurs homologues nets permet d'isoler les capitaux entrants, liés aux comportements des non-résidents. En cela, les flux de capitaux dus aux résidents ne sont alors pas considérés et seule l'épargne étrangère entrant dans le pays est étudiée. Pasricha et al. (2018) ont d'ailleurs établi que l'efficacité des contrôles de capitaux n'est pas vérifiée sur les flux nets. De plus, comme l'a montré Fendoglu (2017), les effets peuvent être différents suivant la typologie de flux de capitaux considérée. Notre analyse permet de prendre en compte ces possibles différences.

En second lieu, nous étudions aussi les crédits bancaires internationaux entrants bruts dans les pays considérés. Comme nous l'avons vu dans la première partie de cette thèse, des auteurs comme Cerrutti et al. (2014) ont montré que la liquidité globale, dans les pays centraux, a expliqué une augmentation des crédits bancaires internationaux dans les autres pays, entre 1990 et 2012. Toutefois, le nombre d'études s'étant intéressées à cette relation est peu élevé. Nous souhaitons compléter la littérature existante sur ces thématiques.

L'analyse des déterminants des flux de capitaux s'effectue suivant l'analyse des facteurs « *push* », c'est-à-dire liés aux variables globales et internationales, et des facteurs « *pull* », inhérents aux pays recevant des flux de capitaux. Les travaux de Byrne et Fiess (2016) étudient les effets de ces facteurs sur les flux de capitaux idiosyncratiques et communs, dans 64 pays émergents et en développement, entre 1993 et 2009, sur des données trimestrielles. Nous adoptons une approche similaire, mais sur un cadre temporel plus récent,

entre 2000 et 2015, en considérant des données annuelles, faute de disponibilité de certaines données à une fréquence plus importante. De plus, nous ajoutons des indicateurs d'ouverture financière plus fins. Ces auteurs se concentrent seulement sur l'indice d'ouverture financière de Chinn et Ito qui synthétise l'ensemble des politiques contraignant les capitaux. Nous décidons d'affiner l'analyse en utilisant des variables plus précises, captant la politique macroprudentielle et les contrôles de capitaux.

Notre approche économétrique se résume en un panel à effets fixes pays. Le modèle se présente comme suit :

$$CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ps_t + \beta_2 Pl_{i,t} + \beta_3 Controle_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

Avec  $CF$  la variable représentant les flux de capitaux bruts entrants dans le pays. Nous considérons dans notre étude, de façon successive, les flux de portefeuille bruts qu'ils soient globaux, c'est à dire en actions et obligations confondues ( $pft$ ), seulement en actions ( $pfeq$ ), seulement en obligations ( $pfbd$ ) et enfin les crédits bancaires internationaux ( $cbint$ ). Ces variables sont divisées par le PIB nominal du pays à la période et multipliées par 100.

Le choix des variables exogènes s'effectue selon les travaux de Byrne et Fiess (2016).

$Ps$  représente le vecteur des facteurs « *push* » comprenant : le prix des matières premières non pétrolières ( $pxmp$ )<sup>82</sup>, le VIX ( $vix$ ), le taux de croissance réelle du G7 ( $yg7$ ), le taux de court terme américain à 3 mois ( $rus$ ). Concernant la variable permettant de capter la politique monétaire non conventionnelle, nous utilisons le taux de long terme à 10 ans et plus des obligations souveraines de l'État ( $rltus$ ). Il permet de saisir les choix de portefeuille des agents entre les différents taux internationaux. Nous avons vu, dans la première partie de cette thèse, que les taux longs américains sont utilisés par la littérature comme déterminants des flux de capitaux (Moore et al. (2013), Lim et al. (2014), Hannan (2017), ...), car ils captent les effets des mesures non conventionnelles (Borio et Zabai (2018)). En effet, les achats de la banque centrale américaine, sur les marchés souverains, entraînent une hausse de la demande et donc du prix sur ces marchés. Mécaniquement, il s'en suit des pressions à la diminution des rendements de ces titres de long terme. Kaminska et Zinna (2014) estiment que les achats de la Fed ont été responsables d'une diminution de 140 points de bases du taux de long terme des bons du Trésor américains. On peut alors s'attendre à une relation négative entre le taux d'intérêt de long terme américain et les flux de capitaux entrants. Cette relation traduit qu'une augmentation des achats de la Fed crée des mouvements de capitaux bruts entrants dans les pays émergents.

$Pl$  représente quant à lui le vecteur des facteurs « *pull* ». Il comprend : le capital humain capté par l'indicateur de durée moyenne des études en années ( $kh$ ), la qualité des institutions représentée par l'indice de l'État de droit variant entre -2,5 à +2,5 pour la meilleure performance gouvernementale ( $iq$ ) (Hannan (2017)), le taux de croissance économique réelle ( $yr$ ), le taux d'intérêt interbancaire ( $rst$ ), le taux d'inflation ( $inf$ ) et le régime de

82. Ce prix est déflaté par l'indice des prix manufacturiers, comme chez Byrne et Fiess (2016).

change selon la classification de facto de Ilzetzki *et al.* (2017). Ce dernier varie entre 1 et 14, avec 1 un régime de change fixe pur et 14 un régime de change purement flexible. Contrairement à beaucoup d’approches prenant en compte les déterminants « *push* » et « *pull* » des flux de capitaux, nous ne considérons pas les différentiels de croissance et de taux d’intérêt entre le pays considéré et les États-Unis. Certaines études montrent en effet qu’il peut exister des différences d’effets entre une variation de la variable du pays receveur et des États-Unis (Hannan (2018)). Par exemple, la diminution du différentiel de taux de croissance, exprimé comme la différence entre la croissance économique dans le pays émergent et la croissance aux États-Unis, peut venir de deux sources. La première est la diminution de la croissance du pays émergent, relativement aux États-Unis. La seconde est l’augmentation de la croissance des États-Unis, relativement au pays émergent. Ces deux causes peuvent avoir des effets différents sur les flux de capitaux.

Le vecteur *Contrôle* comprend nos deux indicateurs de politiques visant à réduire les flux de capitaux entrants. La politique macroprudentielle (*mpi*) est une variable allant de 0 à 12 en fonction de la diversité des instruments qu’utilise le pays pour stabiliser la sphère financière. Nous adoptons la base de données et la grille de lecture de Cerutti *et al.* (2017) que nous avons présentées dans le chapitre précédent. Pour chaque instrument adopté, une valeur 1 est codée depuis l’année de son adoption, et ce jusqu’à ce qu’il soit abandonné. S’il n’est pas utilisé par le pays, le code 0 lui est attribué. La variable *mpi* est donc la somme des 0 et des 1 codés pour chacun des 12 instruments macroprudentiels. Par ailleurs, les mesures sur les flux de capitaux (*kc*) agrègent la moyenne des contrôles de capitaux mis en place par le pays suivant les types de flux et sont issues de la base de données de Fernández *et al.* (2016). Lorsqu’il existe une contrainte sur un type de titre, selon que ce soit sur les flux entrants ou sortants, la valeur de la variable prend la valeur 1. De ce fait, notre variable *kc* fait la moyenne de toutes les contraintes, sur tous les types de titres dans le pays. Les variables *kc* et *mpi* représentent le cœur de notre modèle.

Nous étayons ensuite notre approche suivant différentes spécifications. Dans un premier temps, nous considérons le vecteur *Contrôle* comme nous venons de le décrire. Dans un second temps, nous affinons les mesures macroprudentielles suivant la grille de lecture de Cerutti *et al.* (2017), agrégeant les politiques suivant qu’elles soient dirigées vers les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) ou vers les institutions financières prêteuses domestiques (*mpi\_inst*).

Dans cette seconde étape, nous considérons aussi nos indicateurs de contrôles des capitaux de façon plus spécifique en fonction des flux de capitaux bruts estimés. Ainsi, lorsque nous estimons le modèle sur les flux de capitaux bruts en actions, nous considérons les contrôles de capitaux sur les flux entrants en actions (*kc\_eqi*), de même lorsque nous considérons les flux entrants en obligations (*kc\_bdi*). Enfin, nous continuons cette démarche sur les flux de crédits internationaux en envisageant deux variables de contrôle de capitaux : la première sur les crédits relatifs au commerce international (*kc\_cci*), et la seconde sur les crédits financiers (*kc\_fii*).

Enfin, dans une troisième spécification, nous désagrégeons l'intégralité des mesures macroprudentielles en fonction des 12 instruments que peuvent utiliser les pays dans un tel cadre. Jusqu'alors, aucune étude n'a cherché à étudier l'efficacité de tous ces instruments sur les flux de capitaux. Les politiques dirigées vers les emprunteurs sont désagrégées en : limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*) et instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Le modèle, tel qu'il est présenté, pourrait interpeler quant au potentiel biais d'endogénéité entre les flux de capitaux entrants et la croissance économique réelle du pays receveur. Néanmoins, la littérature montre que, concernant les flux de portefeuille, la relation entre les deux variables n'est pas toujours significative ou est faible. D'une part, l'endogénéité entre la croissance économique et les flux de portefeuille n'est pas toujours démontrée suivant les périodes ou les pays (Aizenman et al. (2013)). D'autre part, cette endogénéité peut aussi dépendre du niveau de développement économique du pays, qui doit atteindre un certain seuil pour bénéficier d'effets positifs sur la croissance (de Vita & Kyaw (2009)). D'autres articles montrent que les flux de portefeuille n'ont pas d'effet sur la croissance tandis que les crédits internationaux auraient des effets négatifs (Durham (2003)). L'approche par les variables instrumentales permet de prendre en compte l'endogénéité possible entre le PIB et les flux de capitaux. Toutefois, si sur toute la période, la prise en compte de la croissance du PIB retardée d'une période, instrument utilisé par Gali et Perroti (2003), répond parfaitement aux contraintes statistiques du modèle, il ne l'est pas lorsque l'on scinde la période en deux. Une étude en système par l'estimateur GMM peut permettre de pallier la faiblesse de l'instrument précédemment retenu. Néanmoins, lorsque l'analyse est menée, la dynamique n'est hélas pas assurée dans toutes les régressions. Par ailleurs l'absence de lisibilité des résultats fait que nous ne présentons pas cet outil. De plus, les études qui utilisent cette méthode travaillent souvent sur des données microéconomiques. Un certain nombre d'auteurs, comme Ahmed et Zlate (2014), n'utilisent pas non plus cette méthode et préfèrent un panel à effets fixes. Pour éviter un quelconque biais, nous envisageons nos variables explicatives retardées d'une période. Ainsi, les mouvements de capitaux, données de fin de période, sont ici expliqués par des variables de début de période.

## B. Données et statistiques descriptives

Nos données sont annuelles et concernent 43 pays émergents et en développement entre 2000 et 2015. Le panel n'est pas cylindré. Nous considérons les pays suivants : Afrique du Sud, Argentine, Bahrain, Bangladesh, Bolivie, Brésil, Bulgarie, Chili, Hong Kong, Colombie, Corée du Sud, Costa Rica, Équateur, Égypte, Géorgie, Guatemala, Hongrie, Inde, Indonésie, Kazakhstan, Kirghizistan, Lettonie, Malaisie, Maroc, Mexique, Moldavie, Panama, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, République dominicaine, Roumanie, Russie, Salvador, Singapour, Slovénie, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Ukraine, Uruguay, Venezuela.

Les données inhérentes aux mouvements de portefeuille sont extraites de la base « *International Financial Statistics* » (IFS) du FMI qui reprend les statistiques nationales des balances des paiements des pays retenus. Pour les données sur les crédits internationaux reçus, nous utilisons la base de la Banque des Règlements Internationaux. Plus précisément, nous considérons la base consolidée (CBS) et usons de la catégorie incluant les crédits internationaux à tous les secteurs et prenant en compte tous les instruments de crédit. Ces variables expliquées, exprimées en millions de dollars, sont divisées par le PIB nominal en millions de dollars des pays émergents et multipliées par 100. Cela permet de prendre en compte l'ampleur des mouvements de capitaux relativement à la taille du pays. Les flux de capitaux sont donc en pourcentage du PIB de chaque pays.

En ce qui concerne les variables explicatives, celles-ci sont collectées selon différentes sources. Le tableau 35 présente les variables que nous considérons, les statistiques descriptives et leurs sources.

TABLE 35 – Statistiques et sources des données

Variabes	Nom	N	Moyenne	Écart type	Min	Max	Source
<i>pft</i>	Flux de portefeuille entrants bruts	704	1.29597	3.08705	-12.91313	35.78129	IFS - IMF
<i>pfeq</i>	Flux de portefeuille entrants en actions bruts	675	0.3996719	1.926246	-13.74625	27.37269	IFS - IMF
<i>pfbd</i>	Flux de portefeuille entrants en obligations bruts	675	0.9161953	2.225722	-13.32448	15.17752	IFS - IMF
<i>cbint</i>	Flux de crédits bancaires internationaux entrants	704	1.45402	7.56193	-44.91931	53.12128	CBS - BIS
<i>rst</i>	Taux d'intérêt domestique	647	6.840566	6.882957	-0.0713667	86.09758	IFS - IMF, Datastream
<i>inf</i>	Taux d'inflation domestique	704	6.71516	10.3272	-3.59	180.87	Datastream
<i>yr</i>	Taux de croissance économique réelle domestique	703	4.17426	3.519675	-14.8	18.28661	World Bank
<i>kh</i>	Indice de capital humain domestique	704	8.729545	2.341543	3.4	12.9	United Development Program
<i>iq</i>	Indice de qualité des institutions domestiques	704	-0.0924716	0.7600027	-2.03	1.86	Worldwide Governance Indicator
<i>mpi</i>	Mesures macroprudentielles	704	2.321023	1.757507	0	7	Cerutti, et al. (2017)
<i>kc</i>	Contrôles de capitaux	704	0.3994318	0.315787	0	1	Fernández et al. (2016)
<i>rc</i>	Régime de change de facto	703	7.614509	3.656655	1	14	Iizetzki et al. (2017)
<i>pxmp</i>	Prix des matières premières mondiales	704	115.0692	21.34199	82.10048	160.5187	IMF, FRED - FED et calcul auteur
<i>vix</i>	Indice d'aversion pour le risque	704	20.56125	7.011779	11.56	40	FRED - FED
<i>yg7</i>	Taux de croissance réelle des pays du G7	704	1.612247	1.610287	-3.660556	3.73524	OCDE
<i>rus</i>	Taux d'intérêt à 3 mois américain	704	1.569375	1.918938	0.02	5.89	FRED - FED
<i>rltus</i>	Taux de rendement souverain à 10 ans et plus américain	704	3.713177	1.154623	1.8025	6.029167	FRED - FED

Les valeurs négatives des flux de capitaux bruts correspondent à la situation dans laquelle les agents non-résidents vendent plus qu'ils n'achètent de titres nationaux sur la période.



## II. Résultats

### A. L'efficacité générale des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles : des résultats liminaires

TABLE 36 – Flux de capitaux entrants, contrôles de capitaux et mesures macroprudentielles (2000 - 2015)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>
<i>rst</i>	-0.00206 (0.0207)	0.00370 (0.0108)	-0.00951 (0.0157)	-0.0848 (0.0641)
<i>inf</i>	-0.00475 (0.0171)	0.000535 (0.00680)	0.00123 (0.0152)	0.120* (0.0727)
<i>yr</i>	0.0666* (0.0395)	0.0285 (0.0205)	0.0374 (0.0310)	0.506*** (0.129)
<i>kh</i>	-0.209 (0.426)	0.0500 (0.167)	-0.400 (0.373)	0.177 (1.075)
<i>iq</i>	1.666** (0.723)	0.272 (0.251)	1.404** (0.649)	1.655 (2.321)
<i>mpi</i>	-0.158* (0.0881)	-0.0177 (0.0357)	-0.132 (0.0999)	-0.213 (0.488)
<i>kc</i>	2.174** (0.826)	0.437 (0.382)	1.943** (0.744)	1.472 (2.368)
<i>rc</i>	-0.0403 (0.0581)	-0.0427* (0.0240)	-0.0343 (0.0590)	0.609** (0.271)
<i>pxmp</i>	-0.00355 (0.00645)	-0.00601 (0.00434)	0.00112 (0.00527)	-0.0165 (0.0221)
<i>vix</i>	-0.0444** (0.0216)	-0.0270** (0.0126)	-0.0162 (0.0165)	-0.226*** (0.0543)
<i>yg7</i>	-0.385*** (0.106)	-0.128* (0.0654)	-0.247*** (0.0718)	-0.884*** (0.220)
<i>rus</i>	0.245** (0.118)	0.0407 (0.0545)	0.242** (0.110)	0.289 (0.340)
<i>rltus</i>	-0.674** (0.285)	-0.0314 (0.133)	-0.745*** (0.250)	0.589 (0.850)
Observations	607	592	582	607
R-Squared	0.074	0.023	0.084	0.137
Nombre de pays	43	43	43	43
Wald	0	0	0	0
Wooldridge	0.6939	0.9477	0.7709	0.0163
NW	No	No	No	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

La première colonne présente les résultats pour les flux de portefeuille totaux (*pft*), la seconde seulement placés en actions (*pfeq*), la troisième en obligations (*pfbd*) et la dernière en crédits bancaires internationaux (*cbint*). Pour rappel, les variables exogènes sont les suivantes : *rst* le taux d'intérêt domestique, *inf* le taux d'inflation domestique, *yr* le taux de croissance réelle domestique, *kh* le capital humain, *iq* la qualité des institutions domestiques, *mpi* l'indicateur de politique macroprudentielle agrégé, *kc* les contrôles de capitaux entrants, *rc* le régime de change de facto, *pxmp* le prix des matières premières mondiales, *vix* l'indicateur mondial de l'aversion pour le risque, *yg7* le taux de croissance réelle des pays du G7, *rus* le taux de court terme américain, *rltus* le rendement des obligations souveraines américaines de long terme.

L'étude menée dans la deuxième partie de cette thèse a montré que les contrôles de capitaux ont eu peu d'effets sur les prix d'actifs des pays émergents. Dans cette partie, nous observons les conséquences sur les flux de capitaux bruts.

Le tableau 36 présente les résultats de l'estimation de notre modèle sur toute la période, en prenant en compte les contrôles de capitaux et les mesures macroprudentielles de façon

agrégée. Nous attirons l'attention sur les valeurs faibles des R carrés. Ceux-ci ont des valeurs similaires à l'étude de référence de Byrne et Fiess (2016) ou de d'autres comme De Gregorio et *al.* (2000), Pagliari et Hannan (2017).

Lorsque l'on s'intéresse à l'impact des facteurs « *push* » et « *pull* » sur les flux de portefeuille et les crédits bancaires internationaux entrants dans les pays émergents, nous observons que peu de variables inhérentes au pays recevant les flux de capitaux (« *pull* ») sont significatives. Toutefois, nous pouvons interpréter le fait que plus le pays a un taux de croissance réelle (*yr*) élevé, plus il attire des flux de capitaux de court terme (colonne 1). Les crédits internationaux (*cbint*) sont d'ailleurs fortement concernés par cette variable. Cette relation répond à des mécanismes économiques traditionnels dans la mesure où les investisseurs vont placer leurs capitaux dans un pays qui connaît une croissance économique élevée pour espérer enregistrer un gain sur le marché financier et réduire le risque (Jeanneau et Micu (2002)). De la même façon, une augmentation de l'inflation (*inf*) a pour effet de stimuler les entrées de crédits internationaux dans les pays considérés (colonne 4), conformément à d'autres études comme Stepanyan et Guo (2011). Ce coefficient n'est pas très significatif, mais peut être interprété comme une anticipation de croissance future du pays. Néanmoins, nous pouvons nous douter qu'il existe un seuil au-delà duquel le niveau d'inflation est néfaste pour les flux de capitaux, car il traduit une instabilité monétaire et une incapacité de la banque centrale locale à contenir les pressions. Nous relevons aussi que la qualité institutionnelle du pays (*iq*) est un élément clé dans la décision de placement des capitaux, comme l'ont déjà largement démontré Alfaro et *al.* (2005) et Papaioannou (2009). Les investisseurs seront enclins à placer leurs capitaux dans un pays dont la stabilité politique est la meilleure, ce qui réduit le risque des placements. Nous ne retrouvons ce résultat fortement significatif que pour les flux en obligations (*pfbd* colonne 3). Enfin, dernière variable de contrôle interne au pays émergent, le régime de change (*rc*) présente des signes différents suivant les titres. Plus un régime de change tend vers la fixité parfaite, plus cela a entraîné des flux de capitaux entrants en actions (*pfefq* signe négatif, colonne 2). Ce résultat s'inscrit dans des résultats traditionnels de la littérature dans la mesure où la stabilité des taux de change permet de réduire le risque (Magud et *al.* (2014)). À l'inverse, plus il est flexible et plus il engendre des entrées en crédits bancaires internationaux (signe positif, colonne 4). Le signe de ce coefficient paraît être à l'opposé des résultats de la littérature. Néanmoins, peu d'études ont utilisé le régime de change comme déterminant de ces flux de capitaux. Une des explications peut tenir au fait que les pays ayant un régime de change flexible ou intermédiaire seraient moins vulnérables aux chocs financiers (Obstfeld et *al.* (2017)). La prise de position des banques étrangères dans les pays émergents serait alors moins risquée lorsque le pays a un régime de change plus flexible.

Nos variables d'intérêt sont ici faiblement significatives. Les mesures macroprudentielles (*mpi*) apparaissent réduire les mouvements de portefeuille entrants dans les pays de notre échantillon, mais ne pas avoir d'effet sur les types de flux spécifiques que ce soit en actions,

obligations ou crédits bancaires internationaux. On peut se demander si cela tient au fait que notre variable agrège toutes les mesures macroprudentielles quelle que soit leur nature. À l'inverse, la mise en place de contrôles de capitaux (*kc*) a pour effet d'augmenter les flux de portefeuille et particulièrement les mouvements en obligations. Ces contrôles ne seraient donc pas efficaces pour réduire le montant des capitaux entrants dans les pays, comme nous l'avions vu dans la partie II de cette thèse. Ils ne sont d'ailleurs pas significatifs pour expliquer les flux de capitaux entrants en actions ou en crédits bancaires internationaux. Cela confirme les travaux antérieurs (Forbes et Warnock (2012) par exemple).

Lorsque l'on se penche sur les facteurs « *push* », nous vérifions bien qu'une augmentation de l'aversion pour le risque (*vix*) entraîne une réduction des entrées de capitaux, que ce soit pour les flux de portefeuille totaux, les flux en actions ou les crédits bancaires internationaux (respectivement colonnes 1, 2 et 4). De même, un accroissement du taux de croissance économique réelle dans les pays du G7 (*yg7*) atténue les flux de capitaux entrants dans les pays émergents pour tous les mouvements de capitaux. Les crédits bancaires internationaux sont d'ailleurs plus sensibles à ce facteur « *push* » que les autres types de mouvements de capitaux. Cela signifie que les investisseurs recherchent un rendement plus intéressant lorsque la croissance des pays centraux diminue (Cerutti, Claessens et Puy (2015), Hannan (2017)). Le taux d'intérêt de court terme américain (*rus*) a, quant à lui, des conséquences ambiguës. En effet, une augmentation de celui-ci a pour effet d'accroître les flux de portefeuille entrants dans les pays émergents. Il n'est significatif que pour les flux en obligations sur cette période. Ce résultat s'inscrit dans les conclusions de Jeanneau et Micu (2002) sur les crédits bancaires internationaux, et Brana et Lahet (2010) concernant les flux de capitaux globaux. Les auteurs justifient le fait qu'un taux de court terme élevé laisse présager de bonnes perspectives de croissance dans les pays du G7 ainsi que des liquidités à placer, ce qui crée des mouvements de capitaux vers les pays émergents de façon procyclique. Enfin, le dernier déterminant global des flux de capitaux entrants qui est significatif est le taux de long terme américain (*rltus*). Cette variable est notre mesure de la politique monétaire non conventionnelle aux États-Unis. Lors du QE, elle a connu une forte diminution ce qui signifie que la politique monétaire a créé des mouvements de capitaux entrants dans les pays de notre échantillon. Plus spécifiquement, les effets ne sont significatifs que pour les flux de portefeuille en obligations (colonne 3). Une diminution de 1 point du taux 10 ans américain entraînerait une augmentation de 0,745 point de pourcentage des flux de capitaux en obligations sur toute la période.

TABLE 37 – Flux de capitaux entrants, contrôles de capitaux et mesures macroprudentielles (Période avant et après crise)

	De 2000 à 2007				De 2008 et 2015			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>
<i>rst</i>	-0.0143 (0.0168)	0.0161 (0.0163)	-0.0289* (0.0149)	-0.125** (0.0583)	0.0431 (0.0705)	-0.0517** (0.0221)	0.0801 (0.0664)	-0.0766 (0.140)
<i>inf</i>	0.0302 (0.0296)	0.000541 (0.0152)	0.0317 (0.0223)	0.228** (0.102)	-0.0122 (0.0309)	-0.00184 (0.0142)	-0.0103 (0.0266)	0.0685 (0.0712)
<i>yr</i>	0.138** (0.0535)	0.0383 (0.0382)	0.109*** (0.0388)	0.274** (0.130)	0.0782 (0.0544)	0.00101 (0.0174)	0.0724 (0.0471)	0.0418 (0.153)
<i>kh</i>	0.616 (1.597)	1.077 (0.963)	-0.418 (0.801)	1.182 (2.745)	0.433 (0.989)	-0.938 (0.572)	0.799 (0.772)	0.993 (1.457)
<i>iq</i>	4.221** (1.966)	2.342* (1.271)	1.938* (1.140)	13.74*** (4.887)	-0.665 (2.484)	-2.674 (2.080)	1.393 (1.422)	0.778 (4.387)
<i>mpi</i>	-0.0770 (0.157)	-0.0283 (0.112)	-0.0550 (0.144)	1.082 (0.785)	0.327 (0.233)	0.272* (0.143)	0.0633 (0.205)	0.230 (0.736)
<i>kc</i>	2.264 (1.661)	1.154 (0.998)	1.044 (1.220)	-1.331 (4.732)	-1.206 (1.594)	0.101 (0.786)	-0.132 (1.429)	0.0367 (3.525)
<i>rc</i>	0.0859 (0.0899)	-0.0357 (0.0378)	0.113 (0.0771)	-0.275 (0.401)	0.0541 (0.0720)	0.0456 (0.0350)	0.0168 (0.0668)	0.407 (0.263)
<i>pxmp</i>	0.0161 (0.0214)	0.00773 (0.00931)	0.00855 (0.0160)	0.0370 (0.0695)	0.0487*** (0.0168)	0.00571 (0.00850)	0.0352** (0.0145)	0.150*** (0.0453)
<i>vix</i>	-0.00424 (0.0421)	4.07e-05 (0.0262)	-0.00395 (0.0285)	-0.0134 (0.171)	0.0730* (0.0401)	0.0157 (0.0197)	0.0497 (0.0352)	0.298*** (0.111)
<i>yg7</i>	-0.251 (0.279)	0.0559 (0.128)	-0.320 (0.287)	-1.372** (0.579)	-0.484*** (0.112)	-0.0964** (0.0459)	-0.340*** (0.0924)	-0.638** (0.260)
<i>rus</i>	0.230 (0.298)	-0.0338 (0.148)	0.285 (0.272)	1.351** (0.653)	-0.195 (0.244)	-0.190** (0.0959)	-0.0332 (0.243)	0.871 (0.669)
<i>rltus</i>	-0.690 (0.984)	-0.0810 (0.532)	-0.623 (0.682)	-3.519** (1.672)	-0.707** (0.318)	-0.113 (0.145)	-0.650** (0.291)	-0.893 (1.119)
Observations	281	278	266	281	326	314	316	326
R-Squared	0.157	0.151	0.135	0.321	0.168	0.099	0.130	0.075
Nombre de pays	42	42	40	42	42	42	42	42
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.1864	0.4602	0.4246	0.9955	0.0000	0.0082	0.0034	0.0059
NW	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Les variables expliquées sont : les flux de portefeuille totaux (*pft*), ceux seulement placés en actions (*pfeq*), ceux en obligations (*pfbd*) et les crédits bancaires internationaux (*cbint*).

Pour rappel, les variables exogènes sont les suivantes : *rst* le taux d'intérêt domestique, *inf* le taux d'inflation domestique, *yr* le taux de croissance réelle domestique, *kh* le capital humain, *iq* la qualité des institutions domestiques, *mpi* l'indicateur de politique macroprudentielle agrégé, *kc* les contrôles de capitaux entrants, *rc* le régime de change de facto, *pxmp* le prix des matières premières mondiales, *vix* l'indicateur mondial de l'aversion pour le risque, *yg7* le taux de croissance réelle des pays du G7, *rus* le taux de court terme américain, *rltus* le rendement des obligations souveraines américaines de long terme.

Lorsque l'on scinde l'échantillon en deux sous-périodes, les résultats divergent. Le tableau 37 présente les coefficients estimés pour la période avant 2008 (colonnes 1 à 4) et après 2008 (colonne 5 à 8), suivant la typologie de titres que nous avons retenue.

En nous concentrant, dans un premier temps, sur les facteurs « *pull* », nous pouvons noter que le taux d'intérêt de court terme des pays émergents (*rst*) est significatif pour expliquer certaines entrées. Avant 2008, les flux en obligations et en crédits bancaires internationaux sont significativement et négativement touchés par une augmentation des taux d'intérêt dans les pays émergents (colonnes 3 et 4). Après 2008, seuls les flux de

portefeuille en actions connaissent une telle relation (colonne 6). Le signe du coefficient, lorsqu'il est significatif, peut paraître surprenant. Néanmoins, nous pouvons l'expliquer par le fait qu'une augmentation des taux d'intérêt dans ces pays va entraîner une future diminution de la croissance économique. De plus, le taux d'intérêt peut aussi capter une dimension du risque du pays. Plus le taux est élevé, plus le risque l'est aussi (Makhetha et al. (2016)). Comme pour nos estimations comprenant l'intégralité de la période (tableau 36), l'inflation (*inf*) n'est significative que pour expliquer les crédits internationaux et plus précisément avant la crise de 2008 (colonne 4). Le taux de croissance réelle (*yr*) des économies recevant les flux de capitaux n'est significatif qu'avant 2008. Plus le taux de croissance est important, plus cela attire des capitaux entrants dans les pays émergents, que ce soit en obligations (colonne 3) ou en crédits bancaires internationaux (colonne 4). Ces derniers sont d'ailleurs plus sensibles à cet indicateur que les autres types de capitaux. Après la crise et la mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle de la banque centrale américaine, cette variable n'est plus significative pour expliquer les flux de capitaux. L'importance des conditions économiques internationales plutôt que les conditions nationales peuvent expliquer ces effets différents. Les investisseurs internationaux, à la suite de la crise de 2008, demeurent beaucoup moins sensibles aux facteurs « *pull* ». Nous pouvons ajouter que le capital humain n'est pas un déterminant significatif. Comme pour la période complète, la qualité des institutions est un facteur important des flux de capitaux. Plus précisément, elle explique tous les mouvements de capitaux, avec des effets plus importants sur les flux de crédits internationaux. Cela peut s'expliquer par la nécessité d'un niveau de développement de l'administration et du système légal permettant de mettre en place et de faire respecter les contrats d'emprunts. Néanmoins, à la suite de la crise de 2008, cette variable n'est plus significative pour expliquer les mouvements de capitaux entrants dans les pays émergents.

Nos variables d'intérêt n'ont pas les effets escomptés. Sur aucune des deux périodes, les contrôles de capitaux n'ont été significatifs pour expliquer une quelconque réduction des mouvements de capitaux. De même, les mesures macroprudentielles n'ont pas eu pour conséquences une diminution des flux vers les pays considérés. Bien au contraire, après 2008, ces politiques ont eu pour effet d'augmenter les flux en actions. L'explication du signe de la relation est difficile. Néanmoins, nous pouvons nous demander dans quelle mesure la mise en place de telles politiques n'est pas un signal pour les investisseurs quant à la stabilité du pays qui retrouve une certaine autonomie de sa politique monétaire, grâce à ces instruments. Notons tout de même que l'effet est faiblement significatif.

Si l'on s'intéresse aux facteurs « *push* », nous observons qu'ils ne sont significatifs avant 2008 que pour les crédits bancaires internationaux (colonne 4). Plus spécifiquement, le prix des matières premières n'est pas significatif avant 2008, mais est un déterminant important pour les flux totaux de portefeuille, en obligations et en crédits internationaux (colonnes 5, 7 et 8). C'est d'ailleurs relativement à ces derniers que les effets sont les plus importants. Cette relation a été démontrée par la littérature, par exemple l'article de Reinhart et

Reinhart (2008). Contrairement aux résultats sur la période entière, notre indicateur global d'aversion pour le risque (*vix*) montre des effets opposés dans nos estimations après la crise de 2008. Ces résultats ne sont pas robustes à l'inclusion d'une tendance dans nos régressions. Le coefficient associé à cette variable n'est pas non plus significatif sur la période avant 2008. À l'inverse, le taux de croissance économique des pays du G7 (*yg7*) est fortement significatif pour expliquer tous les flux de capitaux dans la période après 2008. La crise économique, qu'ont connue ces pays, a poussé les investisseurs à placer leurs capitaux dans les pays émergents de notre échantillon. Les crédits internationaux sont une fois de plus les plus sensibles et sont les seuls à être significativement touchés par une évolution de cette variable sur les deux périodes de temps considérées (colonne 4 et 8). En outre, les flux entrants en obligations y sont plus sensibles, sur la période après 2008, que les flux en actions. Le découpage en deux périodes relève aussi le fait que le taux de court terme américain (*rus*) a des effets moindres. Il apparaît toucher positivement les crédits bancaires internationaux dans les pays émergents avant la crise et ne plus être significatif après. À l'inverse, il y a une relation négative et significative entre cette variable et les flux entrants en actions entre 2008 et 2015. Durant cette période, le taux a fortement diminué et aurait donc créé d'importants flux vers les pays de notre échantillon. Enfin, notre variable captant la politique monétaire non conventionnelle de la Fed (*rltus*) explique des entrées de capitaux en obligations dans les pays émergents. Une réduction du taux de rendement des obligations américaines entraîne un accroissement des flux obligataires après 2008 (colonne 7). Dans la période précédant le QE, seuls les crédits bancaires internationaux sont touchés par cette variable (colonne 4).

De façon générale, il existe une réelle différence dans les déterminants des flux de capitaux entre la période avant et après 2008. Avant la crise, les mouvements de capitaux étaient plutôt expliqués par les facteurs « *pull* » et peu par les facteurs « *push* ». Après 2008, et à la suite de l'instauration de la politique monétaire non conventionnelle, les déterminants des flux de capitaux se sont concentrés sur les facteurs globaux. Ces résultats affinent ceux de Ahmed et Zlate (2014) qui établissent bien une différence entre ces deux périodes sans toutefois opérer de distinctions entre les facteurs « *push* » et « *pull* ». De plus, les effets des mesures macroprudentielles comme des contrôles de capitaux sont peu significatifs. Nos variables agrégées ne semblent pas révéler l'efficacité de ces politiques. Néanmoins, une analyse plus fine des instruments est nécessaire, pour permettre une conclusion plus formelle sur cette problématique.

## B. Des résultats différents en fonction des instruments macroprudentiels et de contrôles de capitaux et des types de flux

Dans la section précédente, nous avons considéré les mesures macroprudentielles et les contrôles de capitaux de façon agrégée. Les résultats ont montré une faible significativité de ces mesures. Pour cette raison, nous allons maintenant désagréger ces deux variables en fonction des différents instruments utilisés que ce soit pour la politique macroprudentielle, ou pour les contrôles de capitaux. Les différents outils ont été définis dans le premier chapitre de cette partie pour définir les instruments. Nous présentons les résultats de nos régressions, pour chaque type de titres, de la façon suivante. De la colonne 1 à 3 sont exposés les résultats sur toute la période. Les colonnes 4 à 6 se concentrent sur la période de 2000 à 2007. Enfin, les colonnes 7 à 9 se focalisent sur les régressions dans la période 2008 - 2015.

De plus, les colonnes 1, 4 et 7 exposent les résultats en considérant les mesures macroprudentielles agrégées en fonction des agents contraints : les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) et les prêteurs domestiques (*mpi\_inst*). Les colonnes 2, 5 et 8 présentent les coefficients des estimations lorsque tous les instruments macroprudentiels sont envisagés. Enfin, les colonnes 3, 6 et 9 exposent les résultats des estimations ne considérant que les variables macroprudentielles significatives. Les coefficients relatifs aux variables de contrôle « *push* » et « *pull* » ne sont pas présentés dans les tableaux. Elles sont toutefois bien ajoutées à nos régressions et présentent les signes attendus. En effet, par souci de clarté, nous nous concentrons sur les variables d'intérêt, ici les mesures macroprudentielles et les contrôles de capitaux.

Le tableau 38 présente les résultats de notre modèle en estimant les effets des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux sur les flux de portefeuille entrants. Sur toute la période (colonne 1), les instruments ciblant les emprunteurs nationaux sont significatifs pour expliquer une diminution des flux de portefeuille entrants. C'est plus particulièrement le cas du ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*) qui explique la diminution des mouvements de capitaux comme l'attestent les colonnes 2 et 3. Ces résultats sont en accord avec Fendoglu (2017) et Lim et *al.* (2011) qui montrent que ce sont les contraintes sur les emprunteurs nationaux qui sont les plus efficaces pour freiner le crédit national. Ce faisant, les agents contraints ne peuvent emprunter plus que le ratio ne le permet. Cette réduction du crédit bancaire peut ici engendrer des pressions à la baisse sur les marchés financiers et donc diminuer l'attractivité des pays pour les mouvements de court terme. Toutefois, si ces résultats tiennent sur la période entière, ils ne sont confirmés ni entre 2000 et 2007 ni entre 2008 et 2015. À l'inverse, l'autre mesure visant les emprunteurs nationaux, le ratio crédit sur valeur d'actif (*mpi\_ltv*), a des effets positifs sur les flux de portefeuille entrants entre 2008 et 2015. Cela peut laisser présager d'une volonté des agents du pays à rechercher des financements extérieurs plutôt que de se tourner vers le secteur bancaire national, du fait de la contrainte qui pèse (Bruno et *al.* (2015) et Aguirre et *al.* (2017)).

Concernant les instruments visant les institutions financières domestiques, les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), celles sur la concentration sur le marché interbancaire (*mpi\_inter*) et les coussins contracycliques en capital (*mpi\_ctc*) diminuent les flux de capitaux de portefeuille entrants. Les premières ne sont significatives que sur toute la période (colonnes 2 et 3) et avant 2008 (colonnes 5 et 6). Le fait que les autorités du pays émergent maîtrisent la croissance du crédit par un autre moyen que le taux d'intérêt directeur permet plus d'autonomie dans la conduite de leur politique monétaire. En cela, ce résultat peut démontrer que la contrainte sur le crédit entraîne des effets sur les flux de capitaux, pouvant passer par le fait que la politique monétaire peut à la fois faire face aux objectifs internes et externes. Cela jugule les pressions sur les marchés financiers (Barwell (2013)). Concernant la concentration sur le marché interbancaire, les limites mises en place permettent de diminuer significativement les flux de capitaux de court terme, dans les pays de notre échantillon, sur la période avant 2008. Ces résultats ne sont d'ailleurs pas très robustes. En effet, nous ne pouvons apprécier leur significativité que dans la spécification ne prenant pas en compte toutes les mesures. Néanmoins, l'un des mécanismes pourrait venir de la structure de cette contrainte. En limitant l'exposition interbancaire, l'autorité monétaire contraint les institutions financières à se financer par le biais d'autres canaux, notamment par les dépôts. En captant davantage de ces dépôts à son passif, l'institution financière limite les montants placés directement par les agents sur les marchés financiers nationaux. Cela peut alors expliquer la diminution des flux de capitaux par la perte de dynamisme sur les marchés financiers. Enfin, l'adoption de coussins contracycliques en capital a pour effet de diminuer les flux de portefeuille entrants sur toute la période (colonne 3). Cela peut laisser présager du fait que ces mesures, en limitant la croissance du crédit, limitent aussi celle des prix d'actifs et donc réduisent les mouvements de capitaux. Toutefois, ce résultat ne tient plus lorsque nous séparons notre échantillon avant et après 2008.

Trois autres mesures ont des effets opposés sur les flux de portefeuille entrants. Elles entraînent une augmentation significative de ceux-ci. Ces instruments sont le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*) et les exigences de capital pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*). Le premier n'est significatif que pour la période avant 2008. On peut l'interpréter par le fait que les pays ayant adopté des ratios de levier souffrent de flux de portefeuille entrants plus importants. Ces exigences de fonds propres peuvent se traduire de différentes façons. Soit l'institution financière réduit son actif et donc le crédit distribué, soit elle augmente ses fonds propres. La significativité du coefficient associé à cette variable nous laisse penser qu'entre 2000 et 2007, les exigences de fonds propres dans les pays émergents ont entraîné des flux de capitaux entrants. Cela peut venir du fait que les agents en besoin de financement, ne pouvant plus se tourner vers le secteur financier national, se sont tournés vers les marchés internationaux. Les exigences de capital supplémentaire pour les institutions systémiques, extension de l'instrument précédent, ont des effets similaires, mais seulement après 2008 dans la mesure



où aucun pays de notre échantillon n'a adopté de telles mesures avant cette période. En outre, contrairement à la littérature, les exigences de réserves n'ont pas les effets attendus. L'adoption de cette politique entraîne des entrées de capitaux avant 2008. Cela laisse penser que ces mesures ne sont pas efficaces et sont contournées par les agents. Toutefois, le coefficient n'est que faiblement significatif.

Enfin, les contrôles de capitaux ( $kc$ ) n'ont pas les effets attendus. Ils paraissent entraîner une augmentation des flux entrants sur toute la période. Outre le fait que ce résultat soit peu significatif, on ne le retrouve ni avant ni après 2008. On peut se demander si ces résultats ne peuvent pas s'expliquer par le contexte institutionnel des pays émergents (Binici et *al.* (2010)) ou la temporalité de l'adoption de ces politiques (Klein (2012), Eichengreen et Rose (2014)).

TABLE 38 – Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux de portefeuille entrants

	Toute la période			2000 - 2007			2008 - 2015		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>mpi_bor</i>	-0.453*			-0.113			0.189		
	(0.230)			(0.531)			(0.492)		
<i>mpi_dti</i>		-0.757**	-0.923***		-0.909			-0.412	
		(0.327)	(0.317)		(0.725)			(0.750)	
<i>mpi_ltv</i>		-0.0654			1.105			1.208**	0.918*
		(0.268)			(1.249)			(0.557)	(0.509)
<i>mpi_inst</i>	-0.0371			-0.0617			0.390		
	(0.110)			(0.199)			(0.245)		
<i>mpi_cg</i>		-0.548**	-0.653**		-2.356*	-1.269***		-1.153	
		(0.260)	(0.282)		(1.341)	(0.362)		(1.265)	
<i>mpi_conc</i>		0.773			-0.0301			1.157	
		(0.724)			(0.839)			(1.606)	
<i>mpi_ctc</i>		-0.201	-0.429*					-0.318	
		(0.692)	(0.223)					(1.039)	
<i>mpi_fc</i>		-0.434			0.0313			-1.967	
		(0.513)			(0.657)			(1.475)	
<i>mpi_dp</i>		0.207			-1.493			0.402	
		(0.394)			(1.161)			(0.498)	
<i>mpi_inter</i>		-0.114			-1.248	-1.044**		-0.293	
		(0.526)			(0.796)	(0.423)		(0.872)	
<i>mpi_lev</i>		-0.286			5.280**	2.530***		0.157	
		(0.609)			(2.033)	(0.634)		(0.833)	
<i>mpi_rr</i>		0.334			1.846*	0.779*		0.735	
		(0.416)			(1.031)	(0.460)		(0.841)	
<i>mpi_sifi</i>		-0.407						1.824***	1.556***
		(0.838)						(0.684)	(0.567)
<i>mpi_tax</i>		-0.00530			-0.433			0.673	
		(0.481)			(0.861)			(1.013)	
<i>kc</i>	2.081**	2.099**	1.965**	2.249	1.783	2.045	-1.255	-1.118	-1.193
	(0.805)	(0.914)	(0.829)	(1.755)	(1.844)	(1.698)	(1.581)	(1.604)	(1.575)
Variables de contrôle	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	606	606	607	281	281	281	325	325	326
R-Squared	0.074	0.081	0.077	0.157	0.166	0.161	0.168	0.185	0.175
Nombre de pays	43	43	43	42	42	42	42	42	42
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.7285	0.6490	0.7107	0.1848	0.1638	0.1887	0.0000	0.0000	0.0000
NW	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Pour rappel : Les mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) rassemble : les limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*), instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières domestiques (*mpi\_inst*) sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Enfin, *kc* représente les contrôles de capitaux entrants agrégés.

Le tableau 39 expose les résultats lorsque nous envisageons, parmi les flux entrants de portefeuille, ceux en actions. Les spécifications estimant les effets agrégés de la politique macroprudentielle, en fonction de la cible, montrent peu d'effets (colonnes 1, 4 et 7). Les mesures ciblant les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) n'ont pas d'effet significatif, quelle que soit la période. Celles visant les institutions financières (*mpi\_inst*) ont des effets

positifs, mais faiblement significatifs après 2008.

Certains des instruments macroprudentiels que nous considérons sont efficaces pour limiter les entrées de capitaux. Comme pour les estimations précédentes, l'adoption d'un ratio dette sur revenu ( $mpi\_dti$ ) a des effets significatifs sur les flux entrants. Néanmoins, ces résultats négatifs avant 2008 deviennent positifs après la crise. L'abondance de liquidité internationale durant cette période peut expliquer que les agents en besoin de financement se sont tournés vers les marchés internationaux et ont ainsi contourné les mesures en place nationalement. À l'inverse, l'encadrement du taux de croissance du crédit ( $mpi\_cg$ ) est lui bien significatif pour expliquer une diminution des flux en actions avant, comme après 2008. Ce résultat est conforme à notre modèle précédent prenant en compte les flux entrants en obligations comme en actions. De plus, cet effet a une moindre ampleur lors de la période 2008 - 2015 pouvant s'expliquer par le contexte international et l'abondance de liquidité globale. Les mesures qui contraignent l'exposition au risque interbancaire ( $mpi\_inter$ ) ont aussi pour effet de diminuer les flux entrants bruts en actions sur toute la période. En effet, la concentration du secteur bancaire a pour effet d'augmenter le crédit distribué (Berger et Hannan (1998), Owen et Pereira (2018)). Enfin, contrairement aux résultats précédents, le surplus de capital pour les institutions systémiques ( $mpi\_sifi$ ) comme les exigences de réserves ( $mpi\_rr$ ) ont des effets négatifs et significatifs sur toute la période. L'adoption de ces mesures en réduisant le crédit distribué par les banques nationales va entraîner des pressions à la baisse sur les prix d'actifs. Néanmoins, outre le fait que le degré de significativité soit faible, nous ne retrouvons ces résultats ni avant ni après 2008 lorsque l'on scinde l'échantillon en deux sous-périodes.

Comme dans les résultats agrégés sur les flux de portefeuille entrants, certaines mesures ont des effets positifs sur les flux en actions. C'est le cas de l'adoption du ratio crédit sur valeur d'actif ( $mpi\_ltv$ ). Celui-ci est positif avant 2008, mais plus significatif ensuite. À l'inverse, lorsque nous considérons tous les flux de portefeuille, celui-ci n'était significatif que pour la période après 2008. L'adoption d'un ratio critique sur le levier des banques ( $mpi\_lev$ ) a aussi des effets positifs, conformément à nos résultats précédents, et ce particulièrement sur la période avant 2008. Enfin, les limites sur la concentration des emprunteurs ( $mpi\_conc$ ) expliquent aussi une hausse des flux de capitaux en actions après 2008. On peut imaginer qu'en adoptant de telles mesures, les agents en besoin de financement se tournent vers d'autres marchés pour se financer et plus particulièrement vers l'émission d'actions.

Les contrôles sur les capitaux entrants en actions ( $kc\_eqi$ ) ne sont pas significatifs. Comme l'a montré la littérature, leur adoption n'a pas toujours les effets escomptés.

TABLE 39 – Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en actions

	Toute la période			2000 - 2007			2008 - 2015		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>mpi_bor</i>	-0.0391 (0.122)			-0.230 (0.486)			0.281 (0.217)		
<i>mpi_dti</i>		-0.0832 (0.237)			-1.999** (0.956)	-2.025** (0.882)		0.714** (0.346)	0.572** (0.313)
<i>mpi_ltv</i>		0.0646 (0.0974)			1.441** (0.659)	1.370** (0.617)		0.379 (0.262)	
<i>mpi_inst</i>	-0.00203 (0.0490)			0.0565 (0.159)			0.266* (0.148)		
<i>mpi_cg</i>		0.0852 (0.140)			-1.501** (0.639)	-1.447** (0.591)		-0.712** (0.348)	-0.615** (0.312)
<i>mpi_conc</i>		0.0528 (0.290)			0.474 (0.843)			2.357*** (0.675)	2.214*** (0.684)
<i>mpi_ctc</i>		0.263 (0.323)						0.882 (0.607)	
<i>mpi_fc</i>		0.0136 (0.182)			-0.475 (0.410)			-1.011 (0.672)	
<i>mpi_dp</i>		0.0404 (0.258)			-0.967 (1.022)			-0.0159 (0.293)	
<i>mpi_inter</i>		-0.312* (0.156)	-0.319*** (0.115)		-0.438 (0.680)			0.631 (0.685)	
<i>mpi_lev</i>		0.378 (0.264)	0.365* (0.199)		3.390** (1.441)	2.048** (0.791)		0.388 (0.377)	0.616* (0.344)
<i>mpi_rr</i>		-0.232 (0.140)	-0.226** (0.104)		0.975 (0.915)			0.591 (0.551)	
<i>mpi_sifi</i>		-0.519* (0.305)	-0.493* (0.272)					0.234 (0.314)	
<i>mpi_tax</i>		0.188 (0.154)			0.426 (0.534)			-0.235 (0.287)	
<i>kc_eqi</i>	-0.192 (0.168)	-0.254 (0.168)	-0.216 (0.158)	-0.292 (0.349)	-0.329 (0.385)	-0.344 (0.360)	0.0713 (0.539)	0.411 (0.619)	0.248 (0.526)
Variables de contrôle	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	591	591	591	278	278	278	313	313	314
R-Squared	0.023	0.026	0.026	0.147	0.177	0.171	0.099	0.132	0.118
Nombre de pays	43	43	43	42	42	42	42	42	42
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Wooldridge	0.8663	0.7622	0.8650	0.5211	0.5088	0.5408	0.0036	0.0014	0.0011
NW	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Pour rappel : Les mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) rassemble : les limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*), instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières domestiques (*mpi\_inst*) sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Enfin, *kc\_eqi* représente les contrôles de capitaux entrants sur les flux placés en actions.

Concernant l'efficacité des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux sur les flux entrants en obligations, le tableau 40 récapitule les résultats.

Nos estimations sur les instruments agrégés en fonction des agents ciblés montrent que seuls ceux visant les emprunteurs (*mpi\_bor*) sont significatifs. Ils expliquent un niveau de flux moins élevé dans les pays qui les pratiquent. Plus spécifiquement, c'est le ratio

dette sur revenu ( $mpi\_dti$ ) qui explique une diminution des flux. Ce résultat, fortement significatif sur toute la période, ne l'est plus lorsque celle-ci est séparée en deux sous-périodes. Cela rejoint nos résultats précédents lorsque nous considérons les flux bruts entrants en actions. Le contexte de la période 2008 - 2015 a affaibli leur efficacité.

Certaines politiques macroprudentielles, touchant les institutions domestiques, sont toutefois significatives pour expliquer une diminution des flux de capitaux entrants en obligations. L'encadrement de la croissance du crédit ( $mpi\_cg$ ) est toujours significatif pour expliquer une diminution des flux entrants. Ce résultat est similaire à notre spécification sur les actions. Néanmoins, lors de la période 2008 - 2015, une telle politique n'est plus efficace. De même, comme pour les résultats agrégeant les flux de portefeuille, la mise en place de coussins de capital contracycliques ( $mpi\_ctc$ ) permet de diminuer les entrées de capitaux en obligations sur toute la période. Cependant, le coefficient n'est que faiblement significatif. De plus, il ne l'est plus lorsque l'on prend en compte la période suivant 2008. À l'inverse, l'encadrement de l'exposition sur le marché interbancaire ( $mpi\_inter$ ) est significatif sur les deux périodes d'études et apparaît avoir des effets d'une amplitude similaire. Néanmoins, après 2008, ce coefficient souffre d'une faible significativité. Dernière mesure significative pour expliquer une diminution des flux entrants en obligations, les taxes sur les revenus ( $mpi\_tax$ ). Celles-ci poussent en effet les institutions financières à optimiser les gains qu'elles peuvent faire. Cela peut se traduire par une diminution du crédit octroyé, pour éviter de devoir payer des taxes supplémentaires sur les revenus générés. Les mécanismes sont similaires à ceux que nous avons déjà présentés. Une réduction de la liquidité distribuée nationalement peut avoir pour effet de diminuer les pressions sur les prix d'actifs et abaisser l'attrait desdits titres pour les investisseurs internationaux.

D'autres mesures ont des effets inverses. Comme pour les flux de portefeuille globaux, les exigences de réserves ( $mpi\_rr$ ) présentent un signe positif, bien que faiblement significatif. Ce résultat ne tient d'ailleurs que lorsque nous envisageons la période complète. À l'inverse, comme dans nos résultats estimant leur efficacité sur les flux de portefeuille agrégés, les provisions supplémentaires pour les institutions financières systémiques ( $mpi\_sifi$ ) ont des effets positifs après 2008 sur l'entrée de flux de capitaux en obligations.

Contrairement aux autres spécifications déjà présentées, les contrôles de capitaux sur les flux en obligations ( $kc\_bdi$ ) sont efficaces. Ils permettent plus particulièrement de réduire significativement les flux entrants en obligations après 2008. Qureshi et al. (2011) confirment ces résultats en ajoutant que la diminution des flux en obligations se fait au profit des flux en actions.

Un dernier constat peut être fait vis-à-vis de nos résultats. Nous observons en effet que si certaines mesures sont significatives avant 2008, elles ne le sont plus après. L'efficacité de la politique macroprudentielle n'est donc pas linéaire en ce qui concerne les flux entrants en obligations. L'abondance de liquidité mondiale peut être un facteur explicatif de ces non-linéarités.

TABLE 40 – Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en obligations

	Toute la période			2000 - 2007			2008 - 2015		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>mpi_bor</i>	-0.450*			0.158			-0.0865		
	(0.245)			(0.366)			(0.443)		
<i>mpi_dti</i>		-0.804**	-0.964***		0.507			-0.955	
		(0.383)	(0.322)		(0.760)			(0.657)	
<i>mpi_ltv</i>		-0.0821			0.304			0.774	
		(0.268)			(0.812)			(0.523)	
<i>mpi_inst</i>	-0.0431			-0.201			0.154		
	(0.119)			(0.190)			(0.220)		
<i>mpi_cg</i>		-0.487*	-0.646***		-1.574	-1.297***		-0.548	
		(0.261)	(0.238)		(0.981)	(0.421)		(1.222)	
<i>mpi_conc</i>		0.507			-0.666			-0.945	
		(0.712)			(0.765)			(1.129)	
<i>mpi_ctc</i>		-0.759	-0.408*					-0.843	
		(0.531)	(0.213)					(0.934)	
<i>mpi_fc</i>		-0.375			0.493			-1.011	
		(0.530)			(0.498)			(1.461)	
<i>mpi_dp</i>		0.267			-0.660			0.371	
		(0.268)			(1.120)			(0.382)	
<i>mpi_inter</i>		0.0353			-0.974	-1.038**		-1.093*	
		(0.572)			(0.802)	(0.393)		(0.655)	
<i>mpi_lev</i>		-0.760			2.729	1.657**		-0.197	
		(0.553)			(1.755)	(0.628)		(0.651)	
<i>mpi_rr</i>		0.802	0.676*		0.981			0.336	
		(0.538)	(0.376)		(1.155)			(0.718)	
<i>mpi_sifi</i>		0.260						1.608***	
		(0.676)						(0.600)	
<i>mpi_tax</i>		-0.268			-0.729*	-0.834**		0.805	
		(0.547)			(0.409)	(0.349)		(1.017)	
<i>kc_bdi</i>	0.997	0.981*	0.920	0.709	0.466	0.613	-1.290**	-1.282**	
	(0.620)	(0.580)	(0.587)	(0.627)	(0.613)	(0.598)	(0.603)	(0.612)	
Variables de contrôle	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Observations	574	574	574	259	259	259	315	315	
R-Squared	0.084	0.096	0.090	0.140	0.156	0.147	0.136	0.156	
Nombre de pays	43	43	43	40	40	40	42	42	
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	
Wooldridge	0.7980	0.7347	0.7969	0.4490	0.2996	0.4632	0.0036	0.0022	
NW	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

La colonne 9 ne dispense aucun coefficient dû à la stratégie d'identification qui ne relève aucune significativité sans autres variables.

Pour rappel : Les mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) rassemble : les limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*), instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières domestiques (*mpi\_inst*) sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Enfin, *kc\_bdi* représente les contrôles de capitaux entrants sur les flux placés en obligations.

Lorsque l'on s'intéresse aux flux entrants de crédits bancaires internationaux, le tableau 41 présente les résultats.

Comme nous pouvons l'observer, les mesures ciblant les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*)

sont une fois de plus significatives en moyenne. Elles expliquent une diminution des flux de crédit internationaux dans le pays qui les adopte sur la période 2000 - 2015. Toutefois, elles ne le sont plus sur les deux sous-périodes. Cette forte significativité est plus particulièrement expliquée par l'efficacité des ratios prêt sur valeur d'actif qui tendent à réduire l'endettement international des agents sur toute la période. Néanmoins, lorsque l'on regarde la période avant 2008, les coefficients affichent un signe opposé. Cela signifie que l'efficacité de cette mesure n'est pas linéaire. Entre 2000 et 2007, l'adoption d'un ratio crédit sur valeur d'actif (*mpi\_ltv*) expliquait au contraire une augmentation des crédits bancaires internationaux. Cela peut se traduire par la volonté de ces agents de profiter de crédits bancaires malgré le fait que, nationalement, la législation les contraint. À l'inverse, après 2008, cette mesure n'est plus significative. L'abondance de liquidité internationale fait que les agents nationaux se tournent vers les crédits internationaux sans mesurer les risques qu'ils prennent.

De façon similaire, concernant les mesures ciblant les institutions financières, le contrôle du crédit (*mpi\_cg*) apparaît avoir engendré une augmentation des entrées de crédits bancaires internationaux. Le passage à la sous-période 2000 - 2007 montre des résultats opposés et une absence de significativité entre 2008 et 2015. Une fois encore, l'efficacité n'est pas linéaire, même si aucune explication ne peut être apportée par la littérature.

L'adoption de taxes sur les revenus bancaires (*mpi\_tax*) explique une diminution de ces flux sur toute la période. Cet effet n'est pas vérifié lorsque l'on considère les deux époques choisies séparément. Des résultats similaires sont observés pour les limites à l'exposition interbancaire (*mpi\_inter*).

D'autres instruments ont des effets positifs sur les flux entrants de crédits bancaires internationaux. À l'inverse de nos résultats sur les flux de portefeuille, l'adoption de coussins de capital contracycliques (*mpi\_ctc*) a des effets positifs sur toute la période. De même, l'adoption d'un seuil de ratio de levier (*mpi\_lev*) attire des flux bancaires internationaux avant et après 2008. Enfin, les exigences de réserves (*mpi\_rr*) ne sont pas efficaces pour contraindre ces flux puisqu'ils en créent. Il apparaît que ces politiques, visant les prêteurs domestiques, vont diminuer le crédit bancaire distribué par les banques nationales. Les demandeurs vont donc se tourner vers d'autres supports, dont les crédits bancaires internationaux, pour se financer.

Nous devons attirer l'attention sur le fait que les mesures visant les opérations en devises (*mpi\_fc*) ne sont pas significatives pour expliquer les flux de crédits bancaires internationaux. Cela traduit une absence d'efficacité de ces instruments pour les pays que nous avons considérés, ainsi que dans la période d'étude retenue.

Les contrôles sur les crédits bancaires internationaux sont significatifs pour expliquer une relative faiblesse de leur volume. C'est plus particulièrement les contrôles sur les crédits liés à l'activité du commerce international (*kc\_cci*) qui sont efficaces et plus précisément après 2008. Ceux visant les crédits internationaux purement financiers (*kc\_fii*) paraissent augmenter leur volume, mais cela n'est pas robuste aux autres spécifications.

TABLE 41 – Effets des contrôles des capitaux et des mesures macroprudentielles sur les flux entrants en crédits bancaires internationaux

	Toute la période			2000 - 2007			2008 - 2015		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>mpi_bor</i>	-2.067** (0.979)			2.264 (1.604)			-0.694 (1.158)		
<i>mpi_dti</i>		0.763 (1.199)			2.171 (1.811)			-0.600 (1.503)	
<i>mpi_ltv</i>		-3.554** (1.578)	-3.576** (1.568)		4.560*** (1.426)	5.439** (2.057)		0.784 (1.293)	
<i>mpi_inst</i>	0.405 (0.489)			0.825 (0.723)			0.645 (0.819)		
<i>mpi_cg</i>		2.246** (0.994)	2.273** (0.920)		-8.974*** (1.872)	-10.09*** (2.256)		0.406 (3.067)	
<i>mpi_conc</i>		2.846 (1.744)	3.049* (1.671)		0.521 (4.517)			6.055 (5.547)	
<i>mpi_ctc</i>		4.144** (1.767)						2.475 (1.954)	
<i>mpi_fc</i>		1.614 (1.988)			3.423 (2.810)			-2.277 (3.530)	
<i>mpi_dp</i>		0.104 (1.025)			2.748 (3.359)			0.665 (1.512)	
<i>mpi_inter</i>		-2.506* (1.398)	-2.654* (1.485)		-1.628 (3.616)			-4.757 (3.710)	
<i>mpi_lev</i>		0.519 (1.429)			9.817* (5.574)	12.24*** (2.420)		1.883* (1.068)	
<i>mpi_rr</i>		3.270 (2.695)	4.177* (2.242)		1.496 (3.502)	4.349*** (1.279)		5.507 (3.759)	
<i>mpi_sifi</i>		-3.060 (2.044)						-0.716 (1.408)	
<i>mpi_tax</i>		-6.077*** (2.076)	-5.457*** (1.914)		-0.0718 (1.794)			-0.569 (2.172)	
<i>kc_cci</i>	-1.699*** (0.606)	-0.968 (0.602)	-1.191** (0.606)	0.450 (1.156)	0.289 (1.195)	-0.168 (1.043)	-1.138** (0.560)	-1.018* (0.608)	
<i>kc_fii</i>	1.215** (0.594)	0.630 (0.597)	0.724 (0.597)	-1.129 (0.952)	-1.287 (0.961)	-0.995 (0.890)	0.241 (0.782)	-0.0942 (0.840)	
Variables de contrôle	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Observations	606	606	606	281	281	281	325	325	
R-Squared	0.145	0.179	0.175	0.325	0.342	0.334	0.079	0.104	
Nombre de pays	43	43	43	42	42	42	42	42	
Wald	0	0	0	0	0	0	0	0	
Wooldridge	0.0169	0.0132	0.0117	0.9718	0.7056	0.8192	0.0066	0.0000	
NW	Yes	Yes	Yes	No	No	No	Yes	Yes	

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

La colonne 9 ne dispense aucun coefficient dû à la stratégie d'identification qui ne relève aucune significativité sans autres variables.

Pour rappel : Les mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) rassemble : les limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*), instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières domestiques (*mpi\_inst*) sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Enfin, *kc\_cci* et *kc\_fii* représentent respectivement les contrôles de capitaux entrants sur les flux placés en crédit commerciaux et financiers.



## Conclusion Chapitre 2

Nos résultats semblent montrer que l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux n'est pas linéaire et dépend du type de flux de capitaux considérés, des instruments utilisés ainsi que de la période retenue. Le tableau 42 donne une synthèse de nos conclusions. Nous avons vu, dans nos résultats préliminaires, que la prise en compte des politiques macroprudentielles de façon agrégée ne permettait pas de montrer des relations significatives pour tous les types de capitaux choisis. En séparant les instruments entre leur cible puis, en les considérant individuellement, nos résultats se sont affinés. Nous avons montré, conformément à un pan de la littérature (Beirne et Friedrich (2017), Zhang et Zoli (2014) par exemple), que certaines mesures macroprudentielles peuvent réduire les flux de capitaux. Néanmoins, nous avons aussi constaté que cela dépend des instruments utilisés et du type de mouvements de capitaux considérés. Certains instruments n'ont pas d'effet (Forbes et *al.* (2015)) et d'autres ont des effets opposés (Bruno et *al.* (2015), Aguirre et *al.* (2017)). Ces différences peuvent s'expliquer par le contexte économique mondial et les informations disponibles sur les marchés (Bianchi et *al.* (2016)), mais aussi par l'intensité des mesures. En effet, nos variables de politique macroprudentielle ne prennent en compte que l'adoption des mesures, mais pas le niveau de celles-ci. Ici, nous mesurons bien la dimension extensive de ces instruments, mais pas leur intensité. Les non-linéarités peuvent aussi venir de l'accumulation de mesures dans le pays qui permet une meilleure efficacité (Aizenman et *al.* (2017)), et de la qualité institutionnelle des pays (Beirne et Friedrich (2017)). L'absence de termes d'interaction dans nos spécifications ne nous permet pas de prendre en compte ces non-linéarités.

En ce qui concerne l'efficacité des contrôles de capitaux, celle-ci n'est pas vérifiée. Elle ne se concentre que sur les flux en obligations et les crédits bancaires internationaux et n'est pas robuste aux différentes spécifications. Cela conforte les résultats déjà obtenus dans la littérature (Forbes et *al.* (2015)) et dans la partie II de cette thèse.

Enfin, nous observons qu'après 2008, peu d'instruments macroprudentiels se sont montrés efficaces pour diminuer les flux de capitaux. Une piste de réponse résiderait dans la conjoncture mondiale et plus particulièrement les politiques monétaires non conventionnelles mises en place dans les pays centraux qui, par leur ampleur, ont déstabilisé les économies émergentes.

De ce fait, nous allons tester dans le chapitre suivant les différentes pistes de réponses que nous venons d'évoquer.

TABLE 42 – Synthèse des résultats par mesures macroprudentielles et contrôles de capitaux

	Portefeuille Total			Portefeuille actions			Portefeuille Obligations			Crédits bancaires internationaux		
	Toute la période	Avant 2008	Après 2008	Toute la période	Avant 2008	Après 2008	Toute la période	Avant 2008	Après 2008	Toute la période	Avant 2008	Après 2008
<i>mpi</i>	-					+						
<i>kc</i>	+						+					
<i>mpi_bor</i>	-						-			-		
<i>mpi_dti</i>		-			-	+	-					
<i>mpi_ltv</i>			+		+					-	+	
<i>mpi_inst</i>						+						
<i>mpi_cg</i>	-	-			-	-	-	-		+	-	
<i>mpi_conc</i>						+				+		
<i>mpi_ctc</i>	-						-			+		
<i>mpi_fc</i>												
<i>mpi_dp</i>												
<i>mpi_inter</i>		-		-				-	-	-		
<i>mpi_lev</i>		+		+	+	+		+			+	+
<i>mpi_rr</i>		+		-			+			+	+	
<i>mpi_sifi</i>			+	-					+			
<i>mpi_tax</i>								-		-		
<i>kc_eqi</i>												
<i>kc_bdi</i>							+		-			
<i>kc_cci</i>										-		-
<i>kc_fii</i>										+		

Avec + des effets positifs significatifs et - des effets négatifs significatifs.

Pour rappel : Les mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux (*mpi\_bor*) rassemble : les limites sur le ratio prêt sur valeur (*mpi\_ltv*), instauration d'un ratio dette sur revenu (*mpi\_dti*). Celles visant les institutions financières domestiques (*mpi\_inst*) sont quant à elles désagrégées entre : les limites sur la croissance du crédit (*mpi\_cg*), les limites sur la concentration des actifs détenus par un nombre limité d'emprunteurs (*mpi\_conc*), le coussin de capital contracyclique (*mpi\_ctc*), les limites sur les crédits en devises étrangères (*mpi\_fc*), les provisions pour pertes sur crédit contracycliques (*mpi\_dp*), les limites sur la concentration et son exposition interbancaire (*mpi\_inter*), les limites sur le ratio de levier des banques (*mpi\_lev*), les exigences de réserves (*mpi\_rr*), les exigences de capital supplémentaire pour les institutions financières systémiques (*mpi\_sifi*), les taxes sur les institutions financières (*mpi\_tax*).

Enfin, *kc* représente les contrôles de capitaux agrégés, *kc\_eqi* sur les actions et *kc\_bdi* sur les obligations. *kc\_cci* et *kc\_fii* représentent respectivement les contrôles de capitaux entrants sur les flux placés en crédit commerciaux et financiers.



# Chapitre 3 : Une efficacité non linéaire des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux

## Introduction Chapitre 3

La revue de la littérature ainsi que les résultats que nous avons obtenus dans le deuxième chapitre nous invitent à pousser l'analyse. En effet, l'analyse que nous avons menée dans le chapitre précédent a montré que les politiques macroprudentielles et les contrôles de capitaux pouvaient avoir des effets significatifs sur les entrées brutes. Néanmoins, la méthode utilisée ne nous a pas permis d'expliquer pourquoi cette significativité n'est pas toujours vérifiée. La littérature étudiée nous offre des hypothèses de réponse. En effet, pour ces deux outils, elle a établi que leur efficacité peut dépendre de leur accumulation (Ahmed et Zlate (2014) pour les contrôles de capitaux, Lim et *al.* (2011) et Aizenman et *al.* (2017) pour les mesures macroprudentielles) ou des caractéristiques des pays (Cardarelli et *al.* (2010), Binci et *al.* (2010) pour les contrôles de capitaux, Beirne et Friedrich (2017) pour les mesures macroprudentielles). De ce fait, les effets de ces politiques ne sont pas linéaires. Plus particulièrement, ces non-linéarités découlent de l'interaction des variables de contrôle en fonction d'un seuil. L'objectif de ce dernier chapitre est de prendre en compte ces spécificités pour mieux appréhender l'efficacité des mesures qui s'offrent aux pays émergents en cas de larges entrées de capitaux, comme durant la mise en œuvre du QE américain par exemple.

Pour mener à bien notre analyse, nous nous proposons de développer deux méthodes distinctes et complémentaires. Dans un premier temps, l'utilisation d'un panel dynamique, avec projection locale à la Jorda (2005), rend possible la modélisation des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle américaine sur les entrées brutes de capitaux selon deux régimes. Nous allons tester si les pays ayant adopté plus de contrôles de capitaux ou de mesures macroprudentielles expérimentent moins d'entrées de capitaux dues à la politique monétaire non conventionnelle de la Fed. Dans un second temps, nous étudions, par l'intermédiaire d'un panel à effet de seuil, les raisons pour lesquelles ces

outils peuvent ne pas être performants. Les caractéristiques des pays comme le contexte global sont deux hypothèses développées dans le chapitre précédent que nous testons.

## I. L'accumulation d'instruments pour se protéger des effets de report

### A. Le modèle et données

#### 1. Un modèle de projection locale

Nous utilisons un modèle à la Jorda (2005) de projection locale dans le cadre d'un panel dynamique. Cette méthode permet de faire apparaître les fonctions d'impulsions à la suite d'un choc sur une variable, dans un intervalle de confiance donné. Cela nous permet d'analyser les effets de la politique monétaire non conventionnelle américaine en fonction du degré de protection des pays émergents de notre échantillon. L'objectif est alors de montrer si des pays avec davantage de mesures macroprudentielles ou de contrôles de capitaux sont moins exposés aux chocs de QE de la Fed. Cette hypothèse est émise et testée dans la littérature. En effet, Lim et *al.* (2011) ainsi que Aizenman et *al.* (2017) évoquent, dans leurs travaux, l'idée que l'accumulation de mesures macroprudentielles peut donner plus d'efficacité à ces politiques. Toutefois, Lim et *al.* (2011) ne testent pas cette hypothèse dans leur article. Aizenman et *al.* (2017) établissent que l'accumulation de mesures macroprudentielles permet aux pays périphériques de retrouver l'autonomie de leur politique monétaire lorsqu'ils souffrent d'importantes entrées nettes ou que les pays centraux mettent en place des politiques monétaires expansionnistes. Ils utilisent un panel à effets fixes entre 2000 et 2014 sur 100 pays. En ce qui concerne les contrôles de capitaux, Ahmed et Zlate (2014) montrent que leur accumulation permet de réduire les flux entrants nets comme bruts, sur un panel de 12 pays émergents entre 2002 et 2013. À l'inverse, Ben Zeev (2017) établit quant à lui que l'accumulation de mesures n'est pas toujours significative pour réduire tous les types de capitaux. Ce dernier utilise un modèle à la Jorda (2005) de projection locale sur 33 pays émergents entre 1995 et 2014.

Notre approche va rassembler les forces de ces articles tout en s'affranchissant de certaines faiblesses. Nous adoptons la méthode de Ben Zeev (2017) qui utilise la projection locale à la Jorda dans un panel dynamique. Toutefois, contrairement à ce dernier, nous envisageons des variables de contrôle pour isoler les effets du choc sur les entrées de capitaux. De plus, nous élargissons l'analyse à l'accumulation d'instruments macroprudentiels. Contrairement à Aizenman et *al.* (2017), nous utilisons des données trimestrielles qui rendent possible des résultats plus fins. Enfin, notre étude précise les effets en fonction des flux de portefeuille, les flux en actions, en obligations et en crédits bancaires internationaux entrants bruts.

La méthode de projection locale permet de donner une représentation graphique des effets d'un choc d'une variable exogène sur la variable endogène. Comme le VAR, cette

méthodologie repose sur l'estimation d'un modèle. Plus précisément, le modèle est estimé plusieurs fois. Les régressions sont séquentielles et s'exécutent sur un nombre de périodes données, appelé horizon. Chaque régression, à chaque horizon réestiment les coefficients et l'effet du choc mis en place à la période 0. C'est ce que l'on appelle la projection. Les variables de contrôle permettent de purger les effets du choc pour le rendre le plus exogène. Contrairement au VAR, elles ne servent pas à inclure de la dynamique pour tracer les fonctions d'impulsions. Ces modèles sont estimés avec les méthodes de l'économétrie traditionnelle et sont très flexibles lorsqu'il s'agit de corriger l'hétéroscédasticité, l'autocorrélation ou encore les biais d'endogénéité.

La littérature a montré que cette méthode est plus robuste que l'usage d'un VAR. En effet, la projection locale ne fait pas d'hypothèse sur le processus générateur des données contrairement au VAR. Les variables ne sont pas contraintes par une dynamique dans un système d'équations. L'usage de variables de contrôle ne sert pas à calculer les fonctions de réponse, mais permet d'affiner l'effet du choc. Contrairement aux modèles VAR où les fonctions d'impulsion sont calculées sur une période à un horizon donné, les modèles de projection locale réestiment, à chaque période, les prévisions pour l'horizon suivant. En cela, cette méthode est plus robuste à la mauvaise spécification puisqu'elle n'accumule pas les erreurs structurelles du modèle au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la première période (Basher et al. (2012)). De plus, la projection locale n'oblige le panel à être cylindré, ni les variables explicatives à avoir des relations entre elles. Enfin, cette approche est plus aisée à mettre en place lorsqu'il s'agit d'appréhender des non-linéarités (Auerbach et Gorodnichenko (2012), Leroy et Pop (2019)). Ce dernier argument est primordial pour nous compte tenu de l'objectif de ce chapitre.

Comme Ben Zeev (2017), nous estimons un panel dynamique à effets fixes par la méthode des moindres carrés, corrigé de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation. L'usage des moindres carrés pour l'estimation d'un panel dynamique peut engendrer des régressions biaisées. Ce biais est d'autant plus faible que le nombre de périodes est élevé et bien supérieur au nombre d'individus dans le panel. L'erreur de mesure peut donc être minimisée, d'autant plus que notre panel n'est pas cylindré (Bruno (2005)). Le modèle en panel dynamique que nous étudions se présente comme suit :

$$CF_{i,t+h} = \alpha + \beta_0 CF_{i,t-l} + \beta_1 EBP_t + \beta_2 EBP_t * Controle_{i,t-4} + \beta_3 Controle_{i,t-4} + \beta_4 X_{i,t-l} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

avec  $k = 1, 2$

Avec  $CF$  les différents types de flux de capitaux que nous considérons successivement (portefeuille total, actions, obligations, crédits bancaires internationaux). L'indice  $h$  rapporté à cette variable traduit le fait que l'estimation de cette équation se produit un nombre  $h$ , d'horizon, donné. Ici, nous estimons les effets d'un choc de politique monétaire non conventionnelle américaine sur un horizon de 12 périodes, c'est-à-dire 3 ans. De ce

fait, nous allons étudier les effets d'un choc de politique monétaire américaine entre la période 0 et la période 12. L'indice  $l$  représente quant à lui le nombre de retards que nous considérons pour les variables exogènes, ici 2 périodes soit 6 mois.

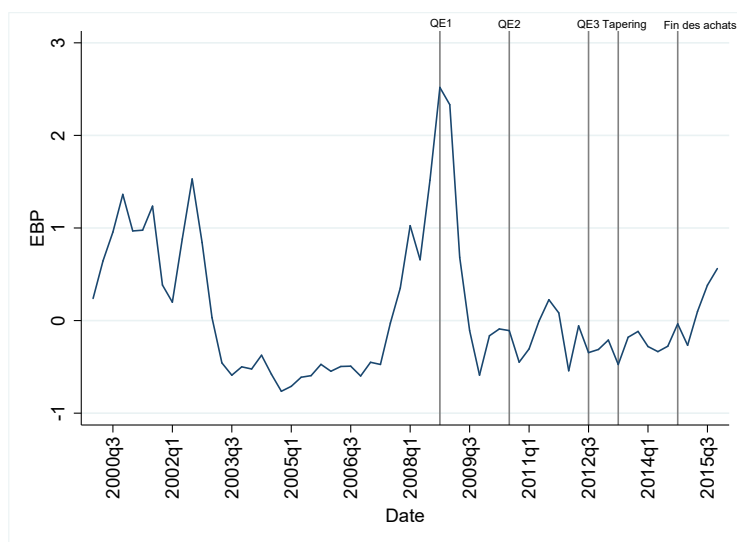
Pour compléter notre analyse des effets de report de la politique monétaire américaine au sein de cette thèse, nous utilisons pour nos chocs de politique monétaire non conventionnelle une variable différente : la prime excessive sur les obligations *EBP* (Gilchrist et Zakrajlek (2012)). L'*EBP* est construit par Gilchrist et Zakrajlek (2012) et représente la part de l'écart de rendements des obligations des entreprises qui n'est pas expliquée par les fondamentaux de celles-ci. Cela correspond alors à la liquidité sur le marché qui ne vient pas des conditions financières des entreprises, mais d'autres facteurs. Cet indicateur est plus fin que les taux de long terme. En effet, la détermination du taux de long terme ne représente pas que les simples entrées et sorties sur les marchés souverains américains. Un certain nombre de caractéristiques de ces titres, supports de placement sans risque nationaux et internationaux, ne permet pas de traduire les seuls mouvements impulsés par la politique monétaire américaine. De plus, le financement du déficit courant américain se fait, entre autres, par l'achat de ces titres par les non-résidents. Cela rend cet indicateur trop sensible à d'autres sources de variations que l'unique politique monétaire américaine et peut ainsi biaiser nos résultats concernant l'analyse dynamique (Greenlaw et al. (2018)). Ainsi, notre analyse s'inscrit dans la lignée de celle de Chen et al. (2016) ou Hannan (2017) qui utilisent un indicateur similaire de politique monétaire non conventionnelle : le « *corporate spread* ». Cesa-Bianchi et Sokol (2017) comme Rogers et al. (2018) ont montré que l'*EBP* réagissait positivement aux chocs de politique monétaire aux États-Unis. Cette variable est aussi utilisée par Ben Zeev (2017) pour modéliser un choc d'offre de liquidité américaine sur des variables macroéconomiques dans les pays émergents.

Le graphique 18 présente la variable *EBP*. Nous observons bien que celle-ci répond aussi à la politique monétaire non conventionnelle avec une large chute suite au QE1. L'utilisation d'une telle mesure présente deux avantages certains pour notre analyse. Tout d'abord, elle permet de donner de la robustesse aux résultats préalablement établis dans cette thèse. De plus, elle permet de prendre en compte un indicateur purement exogène et orthogonal à nos autres variables dans ces estimations dynamiques.

La variable *Contrôle* prend en compte consécutivement le nombre de mesures macroprudentielles et l'indice de contrôle de capitaux entrants. Elle est retardée de 4 périodes, car c'est une mesure annuelle que nous répétons chaque trimestre d'une année donnée.

Le terme d'interaction entre *EBP\*Contrôle* formalise la modélisation des non-linéarités par le changement de régime. En fonction de l'intensité de nos deux variables *Contrôle*, nous regardons ici si un choc de politique monétaire non conventionnelle a les mêmes effets sur les flux de capitaux entrants dans les pays émergents. Nous allons étudier les effets d'un choc en fonction du nombre de mesures macroprudentielles ou de contrôles de capitaux. Par la suite, nous entendons par « fort » les pays qui ont adopté un nombre de

FIGURE 18 – Evolution de l'EBP (Gilchrist et Zakrajšek (2012))



Données : Gilchrist et Zakrajšek (2012)

mesures au moins égal au 80<sup>ème</sup> percentile de notre échantillon et « faible » ceux qui n'ont mis en place qu'un nombre d'instruments correspondant au 20<sup>ème</sup> percentile.

Le vecteur  $X$  regroupe les variables de contrôle que nous incluons dans le modèle dans le but d'isoler les effets des chocs de politique monétaire non conventionnelle aux États-Unis. Nous y retrouvons pour les facteurs « *push* » : le prix des matières premières en terme réel ( $pxmp$ ) en différence<sup>83</sup>, l'appétit pour le risque capté par le VIX ( $vix$ ) et le taux de croissance réel des pays du G7 ( $yg7$ ). Concernant les facteurs « *pull* », nous considérons l'inflation ( $inf$ ) et le taux de croissance réel du PIB ajusté des variations saisonnières ( $yr$ ) des pays considérés. Ce vecteur comprend aussi la variable  $EBP$  retardée.

Enfin, nous devons ajouter que l'analyse des fonctions d'impulsions tient compte d'un intervalle de confiance de 95%.

## 2. Les données

Nous utilisons des données trimestrielles entre 2000 et 2015 portant sur les 36 pays émergents suivants : Afrique du Sud, Argentine, Bolivie, Brésil, Bulgarie, Chili, Corée du Sud, Costa Rica, Équateur, Égypte, Géorgie, Guatemala, Hong Kong, Hongrie, Inde, Indonésie, Kazakhstan, Kirghizistan, Lettonie, Malaisie, Maroc, Mexique, Moldavie, Pérou, Philippines, Pologne, République tchèque, République dominicaine, Roumanie, Russie, Singapour, Slovénie, Thaïlande, Turquie, Ukraine, Uruguay. Notre panel est non cylindré, même si nous avons exclu les pays qui n'ont pas un nombre suffisant d'observations par variable, pour ne pas biaiser les résultats.

Comme pour le chapitre précédent, nous envisageons pour variables endogènes ( $CF$ ) les mouvements de capitaux entrants bruts, divisés par le PIB nominal ajusté des variations saisonnières<sup>84</sup> des pays émergents. Plus précisément, nous considérons les flux de

83. Cette variable n'est pas stationnaire en niveau.

84. Nous utilisons la méthode ARIMA X12 pour désaisonnaliser les séries.



portefeuille totaux, en actions, en obligations et les crédits bancaires internationaux. En outre, ces variables sont purgées des observations extrêmes.

La variable *EBP* est normalisée avec une moyenne nulle et un écart type unitaire pour permettre de mieux expliquer les effets des chocs. Les chocs que nous interprétons dans nos résultats correspondent alors à une diminution d'un écart-type de l'*EBP*. C'est donc un choc de politique monétaire expansionniste ou choc de liquidité.

Nos variables de politique macroprudentielle et de contrôle des flux de capitaux (*Contrôle*) sont annuelles. Comme chez Ben Zeev (2017), nous répétons ces variables sur les quatre trimestres de l'année. En effet, nous partons du postulat que ces mesures ont une faible variation dans l'année en cours. Toutefois, nous avons aussi testé la robustesse du modèle après avoir opéré une interpolation par spline cubique. Les effets sont sensiblement les mêmes. Les figures sont disponibles en annexe F page 319 avec les effets moyens des projections locales, quel que soit le niveau de contrôle.

Le tableau 43 donne une synthèse des variables que nous considérons dans notre modèle de projection locale.

TABLE 43 – Statistiques et sources des données

Variable	Nom	Obs	Mean	Std.	Min	Max	Source
<i>pft</i>	Flux de portefeuille entrants bruts	2,080	0.01143	0.023346	-0.0183361	0.0575853	IFS - FMI
<i>pfeq</i>	Flux de portefeuille entrants en actions bruts	2,016	0.0026071	0.0060929	-0.0051186	0.016148	IFS - FMI
<i>pfbd</i>	Flux de portefeuille entrants en obligations bruts	2,044	0.0076401	0.0185133	-0.0169995	0.0448142	IFS - FMI
<i>cbint</i>	Flux de crédits bancaires internationaux entrants	2,140	0.0110105	0.0438501	-0.056346	0.094376	CBS - BRI
<i>ebp</i>	Prime excessive sur les obligations	2,304	-2.69E-09	1	-1.182784	3.33155	Gilchrist et Zakrajšek (2012)
<i>pxmp</i>	Prix des matières premières mondiales	2,304	115.9373	21.34847	82.1	164.57	FMI, FRED - FED et calcul auteur
<i>vix</i>	Indice d'aversion pour le risque	2,304	20.73094	8.038403	11.39	44.14	FRED - FED
<i>yg7</i>	Taux de croissance réelle des pays du G7	2,304	0.3786032	0.5660773	-2.258086	1.227191	OCDE
<i>inf</i>	Taux d'inflation domestique	2,304	1.537978	2.230939	-3.85	32.31124	IFS - FMI, datastream
<i>yr</i>	Taux de croissance économique réelle domestique	2,157	1.474885	2.453347	-17.25022	24.91535	IFS - FMI
<i>mpi</i>	Mesures macroprudentielles	2,304	2.338542	1.683092	0	7	Cerutti, et al. (2017)
<i>kc</i>	Contrôles de capitaux entrants	2,304	0.3359881	0.2781157	0	1	Fernández et al. (2016)

## B. Les résultats

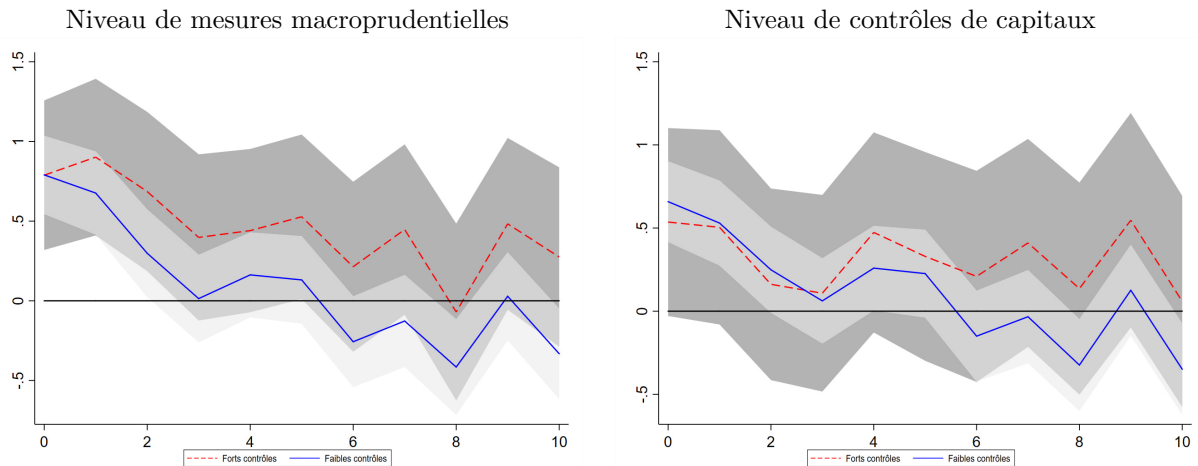
### 1. Des effets différenciés selon les politiques menées

La figure 19 représente les réponses des flux de portefeuille entrants à une diminution d'un écart type de l'EBP, notre mesure de la politique monétaire. L'interprétation s'opère de la façon suivante. Nous observons l'effet d'une diminution d'un écart-type de notre variable de politique monétaire américaine, c'est-à-dire un choc positif de liquidité, sur les flux de capitaux entrants. L'axe des ordonnées est libellé dans la même unité que les variables endogènes, à savoir les flux de capitaux en pourcentage du PIB. Rappelons que comme pour la lecture des fonctions d'impulsion d'un VAR, lorsque la valeur 0 est comprise dans l'intervalle de confiance, l'effet est jugé non significatif.

Nous observons que suivant un niveau élevé d'instruments macroprudentiels (80<sup>ème</sup> percentile) ou faible (20<sup>ème</sup> percentile), le pays connaît une augmentation de ses flux entrants de portefeuille lors de la période 0, celle du choc, et le trimestre suivant. Néanmoins, les effets ne sont plus significatifs lors des périodes suivantes. Dans ce cadre, les pays qui ont adopté le plus d'instruments macroprudentiels ne sont pas mieux protégés que ceux qui ont adopté le moins de mesures. L'argument de Lim et *al.* (2011) peut être une des explications. L'adoption de trop d'instruments peut desservir le pays qui perd en lisibilité. La qualité des institutions du pays peut entrer en jeu dans l'explication de ce résultat. Si les autorités nationales sont faibles, il peut être difficile de gérer efficacement plusieurs mesures à la fois. De plus, la gestion d'un nombre élevé d'instruments peut se révéler couteuse et donc perdre en efficacité. Toutefois, nous observons qu'une correction s'opère lors de la troisième année (trimestre 8) et elle n'est significative que pour les pays les moins armés en matière de politique macroprudentielle. Cela laisse présager d'effets de l'accumulation de mesures macroprudentielles, mais pas lors des périodes contemporaines du choc. On peut alors se demander si ces dernières permettent de lisser la tendance et d'éviter ces mouvements de correction. En encadrant le crédit distribué dans l'économie nationale par les agents domestiques, le pays serait en mesure de contraindre les flux de portefeuille futurs en freinant les pressions à l'appréciation des marchés financiers.

En ce qui concerne les contrôles de capitaux, les résultats sont différents. La figure 19 montre que les pays qui sont les plus fermés ne connaissent pas de conséquence significative sur les flux de portefeuille entrants à la suite d'un choc de politique monétaire non conventionnelle. À l'inverse, ceux qui sont les plus ouverts aux flux de capitaux expérimentent des entrées significatives sur les deux premières périodes. Cela confirme l'analyse de Ahmed et Zlate (2014), sur un plus large échantillon de pays et une plus grande profondeur temporelle. Ce résultat plaide pour la mise en place de plus de contrôles de capitaux pour espérer diminuer les effets de report de la politique monétaire américaine pour les pays de notre échantillon.

FIGURE 19 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants

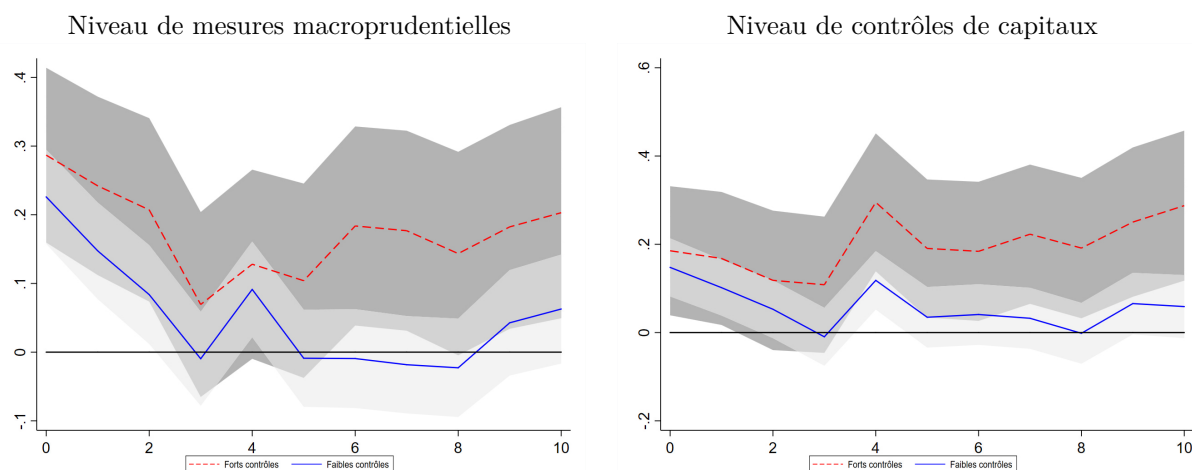


L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%. L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

Comme pour les flux de portefeuille totaux, les effets d'un choc de liquidité aux États-Unis engendrent une augmentation des flux entrants en actions dans les pays de notre échantillon sur les deux premières périodes (figure 20). Ce résultat tient, quel que soit le niveau des mesures macroprudentielles. Cependant, lorsque le pays a beaucoup d'instruments à gérer, les flux de capitaux entrants sont plus importants et ils redeviennent significatifs à la 6<sup>ème</sup> période. À ce stade, les pays ayant le moins d'instruments de politique macroprudentielle ne souffrent plus d'entrées de capitaux significatives après la seconde période, si ce n'est un rebond à la 4<sup>ème</sup>. L'hypothèse que nous avons émise précédemment selon laquelle l'accumulation d'instruments macroprudentiels permettrait de lisser les mouvements de correction n'est donc pas vérifiée en ce qui concerne les mouvements en actions.

La figure 20 présente la réponse des entrées de capitaux en actions à la suite d'un choc de liquidité suivant l'intensité des contrôles de capitaux. Nous observons que, pour ces flux, l'accumulation de contrôle de capitaux n'a pas pour effet de mieux protéger le pays, bien au contraire. Si les effets entre les pays ayant beaucoup et ceux ayant peu de contrôles de capitaux sont semblables sur les premières périodes, à partir de la fin de la première année (trimestre 4), d'autres entrées de capitaux se produisent. Ce phénomène ne dure qu'une période pour les pays ayant de faibles contrôles de capitaux, mais tend à rester significatif pour ceux qui sont les plus protégés. L'accumulation de mesures ne les rend pas nécessairement plus efficaces en ce qui concerne les flux entrants en actions. Comme l'ont montré Qureshi et *al.* (2011), la mise en place de contrôles de capitaux peut engendrer des effets inverses sur les flux en actions.

FIGURE 20 – Effet d'un choc d'un écart type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%. L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

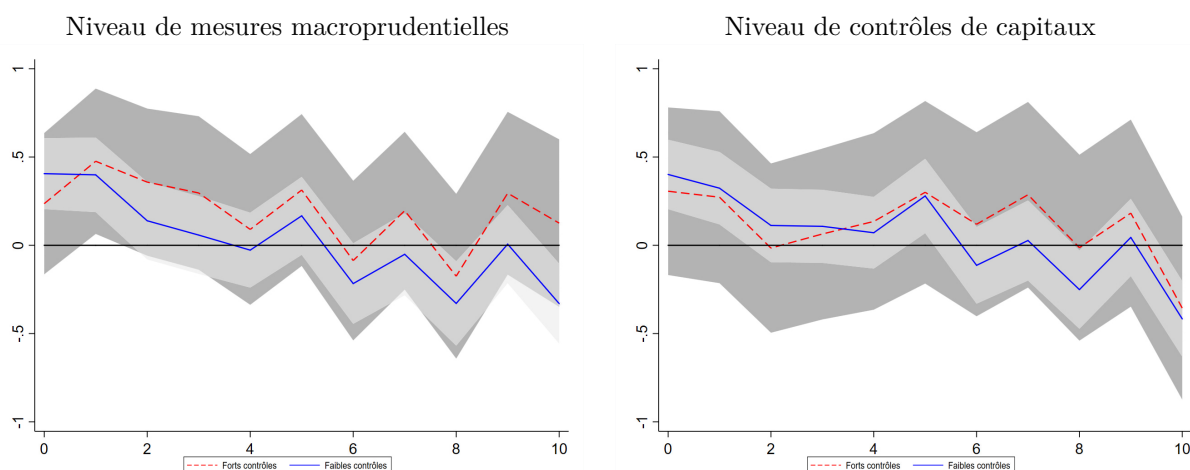
Lorsque nous nous concentrons sur les effets concernant les flux de portefeuille en obligations, les résultats sont différents.

Nous montrons grâce à la figure 21 que l'accumulation d'instruments macroprudentiels permet de se protéger des flux entrants en obligations. En effet, les entrées de capitaux ne sont significatives que pour le premier trimestre suivant le choc. L'un des mécanismes peut venir du fait que les mesures macroprudentielles en réduisant l'offre de crédit, diminuent les rendements des titres obligataires (Turner (2018)). De ce fait, cela atténue le potentiel de gain des investisseurs internationaux qui ne vont pas placer leurs capitaux sur ces marchés. À l'inverse, les pays qui ont le moins d'instruments souffrent d'effets de report de la politique monétaire américaine, dès la période de choc ainsi qu'à la suivante. Dans les deux cas, les effets s'estompent à partir de la seconde période. Toutefois, on observe des corrections dès la troisième année suivant le choc (période 8), qui correspondent à une diminution des entrées en obligations lorsque le pays en question a adopté relativement peu d'instruments. Ces conclusions infirment l'analyse de Aguirre et *al.* (2017) qui montrent que les mesures macroprudentielles induisent des entrées de capitaux en obligations dans les pays émergents. Cela peut venir du fait que l'échantillon des auteurs ne comprenait que 6 pays émergents et ne prenaient pas en compte différents régimes comme nous le faisons. Dans le chapitre précédent nous trouvons aussi des effets peu, voire non significatifs, des mesures macroprudentielles agrégées sur les flux entrants en obligations dans nos modèles linéaires. L'ajout de non-linéarité précise nos résultats en montrant que suivant le régime, les politiques macroprudentielles sont efficaces pour limiter les flux entrants en obligations à la suite d'un choc de politique monétaire non conventionnelle aux États-Unis.

Les résultats sont similaires lorsque nous nous intéressons aux contrôles de capitaux (figure 21). Un choc de liquidité, dû à la politique monétaire des États-Unis, n'aura pas d'effet significatif lorsque le pays a adopté beaucoup de mesures. À l'inverse, dans

le cas de faibles contrôles de capitaux, des entrées se produisent à la période du choc, au trimestre suivant ainsi qu'à la cinquième période. Une diminution des flux entrants pouvant représenter une correction des marchés financiers se produit lors du premier trimestre de la troisième année (période 8) et ne sera significative que pour les pays qui sont les plus ouverts. L'accumulation de contrôle de capitaux permet alors de limiter les cycles et les sorties (Forbes et Warnock (2012)). Toutefois, comme nous l'avons évoqué, cela peut induire des mouvements entrants placés en actions (Qureshi et *al.* (2011)).

FIGURE 21 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%

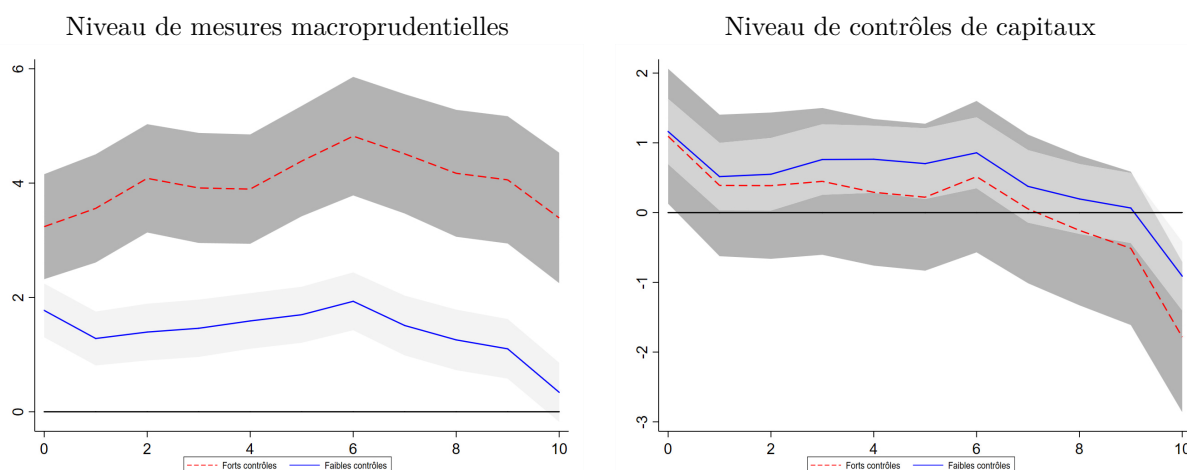
L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

Les résultats concernant les flux de crédits bancaires internationaux sont encore plus marqués. La figure 22 affiche les conséquences d'un choc de liquidité américaine sur les entrées de crédits bancaires internationaux selon que le pays ait adopté beaucoup ou peu d'instruments macroprudentiels. Nous observons, contrairement au flux de portefeuille en obligations, que les pays qui ont mis en place le plus d'instruments sont ceux qui sont les plus touchés par l'entrée de crédits, et ce sur les 10 périodes que nous avons représentées. Ces résultats confirment bien l'analyse de Bruno et *al.* (2015). Les pays qui ne sont pas ou peu protégés par les mesures macroprudentielles sont aussi touchés, mais l'impact est nettement moins important et devient non significatif à la 10<sup>ème</sup> période. Cette différence d'effets entre les deux régimes peut s'expliquer par les contraintes imposées sur les agents eux-mêmes. Celles-ci créent un aléa moral. À cause des contraintes sur les agents pour limiter le crédit national, ceux-ci se tournent vers le financement international et plus particulièrement vers le crédit bancaire international. Cela peut se comprendre dans la mesure où le degré de substituabilité entre les deux financements est plus élevé qu'avec les autres types de financement. De plus, la forte augmentation de la liquidité au bilan des banques commerciales dans les pays développés est aussi un facteur explicatif des mécanismes. Notre analyse dynamique illustre bien l'idée que lorsque se propage un

choc de liquidité américaine, les agents nationaux les plus contraints vont chercher un financement à l'étranger.

À l'inverse, l'accumulation de contrôles de capitaux permet bien au pays de réduire son exposition au choc de politique monétaire américaine (figure 22). Malgré un effet significatif et similaire lors de la période du choc, il n'est plus significatif la période suivante, lorsque le pays a un niveau élevé de contrôles de capitaux. Les entrées de capitaux perdurent jusqu'à la sixième période dans le cas où le pays a un degré d'ouverture financière important. Cela confirme bien que l'accumulation de contrôle de capitaux est nécessaire pour les pays souhaitant s'isoler des flux de capitaux entrants. Ces mesures apparaissent être plus difficiles à contourner que la politique macroprudentielle.

FIGURE 22 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%. L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

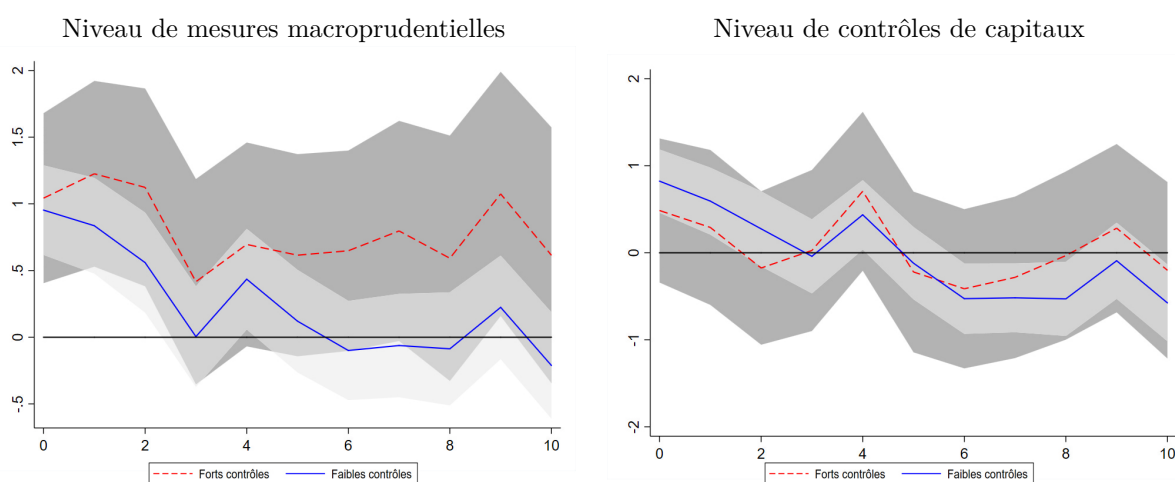
## 2. Quelle efficacité sur les pays les plus fragiles ?

Dans le but de vérifier la robustesse de nos résultats et de les affiner, nous envisageons maintenant d'étudier les effets des chocs de politique monétaire américaine, approchée par l'EBP, sur les pays les plus sensibles au cycle financier mondial. Ce sont d'ailleurs les pays émergents les plus importants de notre échantillon. Nous envisageons alors 12 des 36 pays précédemment retenus suivants : Afrique du Sud, Brésil, Chili, Corée du Sud, Inde, Indonésie, Mexique, Pérou, Russie, Singapour, Thaïlande, Turquie. Notre choix se porte sur ceux que nous avons déjà considérés dans la seconde partie de cette thèse. Ils correspondent aux « *fragile five* » et aux « *trouble ten* » selon la classification de Morgan Stanley. Néanmoins, nous excluons Taïwan et la Colombie faute de données disponibles.

Les résultats vis-à-vis des flux de capitaux totaux sont relativement robustes. Nous observons que, pour ces pays, l'accumulation d'instruments macroprudentiels ne permet pas de se protéger des entrées de capitaux à la suite d'un choc de liquidité (figure 23).

En effet, quel que soit le régime, les pays de l'échantillon souffrent d'entrées de flux de portefeuille bruts. Lorsque l'on se concentre sur les contrôles de capitaux, les résultats sont qualitativement les mêmes que lorsque nous considérons l'échantillon dans son intégralité. Nous observons toutefois que les conséquences du choc de politique monétaire américaine se traduisent par un accroissement des flux entrants de portefeuille plus important que lorsque nous considérons les 36 pays émergents. De plus, les pays qui ont adopté le moins de contrôles souffrent d'une diminution des entrées significative entre la période 6 et 8, ce qui n'était pas le cas lorsque nous avons étudié tous les pays. Les pays les plus fragiles sont bien ceux qui souffrent le plus de la procyclicité des flux de capitaux.

FIGURE 23 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants, 12 pays émergents



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%

L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

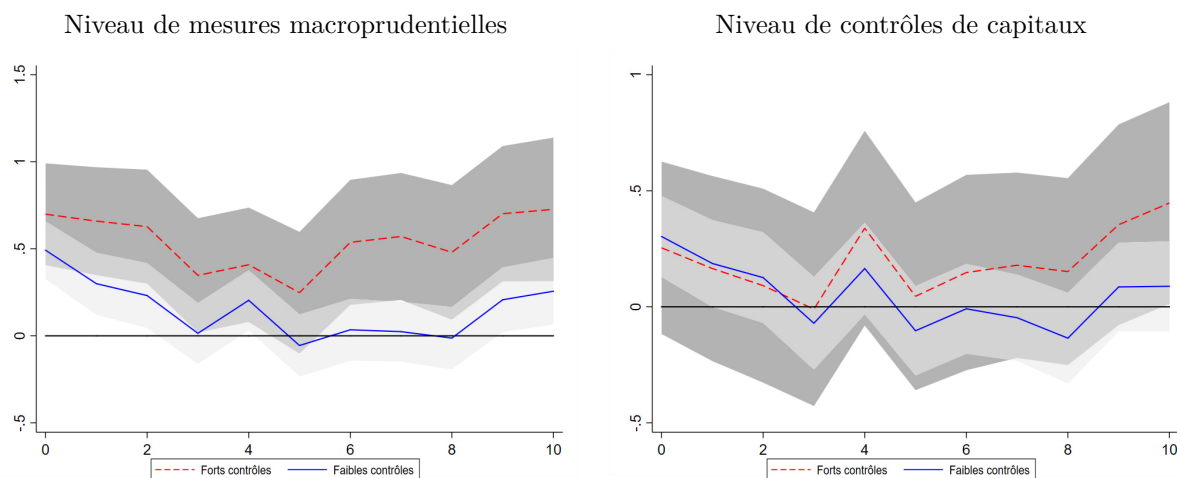
La figure 24 reprend notre spécification concernant les flux entrants en actions à niveau d'instruments macroprudentiels donné. Contrairement à l'analyse sur l'échantillon total, les pays les plus sensibles au cycle financier ces dernières années sont plus exposés aux flux de capitaux en actions. De plus, lorsque la politique macroprudentielle est plus forte, l'augmentation des entrées de capitaux pour ces pays est significative pour presque toute la période d'étude. À l'inverse, les pays les moins dotés en instruments macroprudentiels expérimentent de moindres entrées. La contrainte pesant sur les agents en besoin de financement les pousse alors à s'endetter sur des marchés différents. Une autre conclusion peut tenir au fait que l'accumulation de mesures, plus compliquée à gérer, ne parvient pas à diminuer les pressions sur les prix d'actifs domestiques et donc les flux de capitaux entrants en actions.

Les contrôles de capitaux sont toutefois plus efficaces. Leur accumulation permet de limiter les flux en actions entrants dans le pays. Pour ceux qui ont des contrôles importants, les entrées de capitaux en actions ne sont pas significatives à la suite d'un choc de politique



monétaire américaine. Concernant les pays qui ont une forte ouverture aux capitaux, notre choc induit des entrées significatives seulement à la période où il est mis en place. Ces entrées sont d'ailleurs supérieures à l'effet moyen estimé lorsque nous prenons l'échantillon de pays dans son intégralité. Ces résultats sont sensiblement différents entre nos deux spécifications dans la mesure où tous les pays, quel que soit le niveau de contrôle de capitaux, expérimentaient des entrées significatives à la période 0 et 1. La mise en place de forts contrôles de capitaux sur plusieurs actifs financiers leur permet de se protéger significativement des effets de report de la politique monétaire américaine.

FIGURE 24 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants, 12 pays émergents

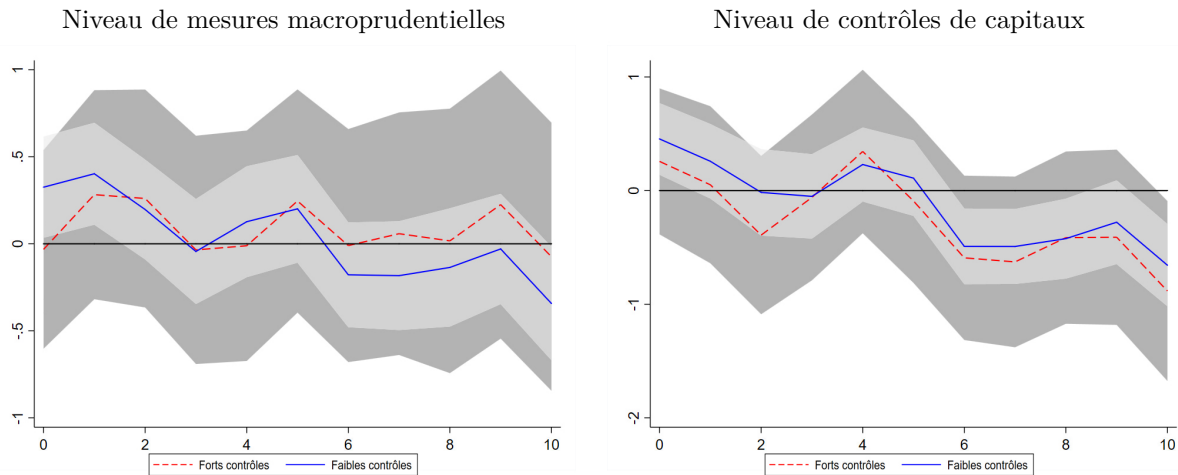


L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%. L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

L'accumulation de mesures macroprudentielles permet aux pays qui sont fortement dotés de se protéger contre les effets d'un choc de politique monétaire américaine sur les flux d'obligations (figure 25). Ils ne souffrent d'aucune entrée de capitaux en obligations significative. Comme pour l'échantillon de pays dans son intégralité, les pays ayant adopté peu de mesures macroprudentielles éprouvent des entrées en obligations lors de la période du choc et la suivante. Les effets ne sont plus significatifs après ces deux trimestres. Le lien entre le rendement des titres de dette nationaux et l'adoption de mesures macroprudentielles (Turner (2018)) est confirmé pour notre échantillon réduit de pays.

L'accumulation de contrôles de capitaux présentent des conclusions analogues à la partie précédente sur les flux entrants en obligations. Ils permettent aux pays de s'isoler du cycle financier mondial lorsque ceux-ci sont très protégés. Dans le cas où le pays est peu protégé, celui-ci subit des effets significatifs. Il expérimente des entrées lorsque le choc de politique monétaire se produit, puis une correction significative du 6ème au 8ème trimestre suivant.

FIGURE 25 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants, 12 pays émergents



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%

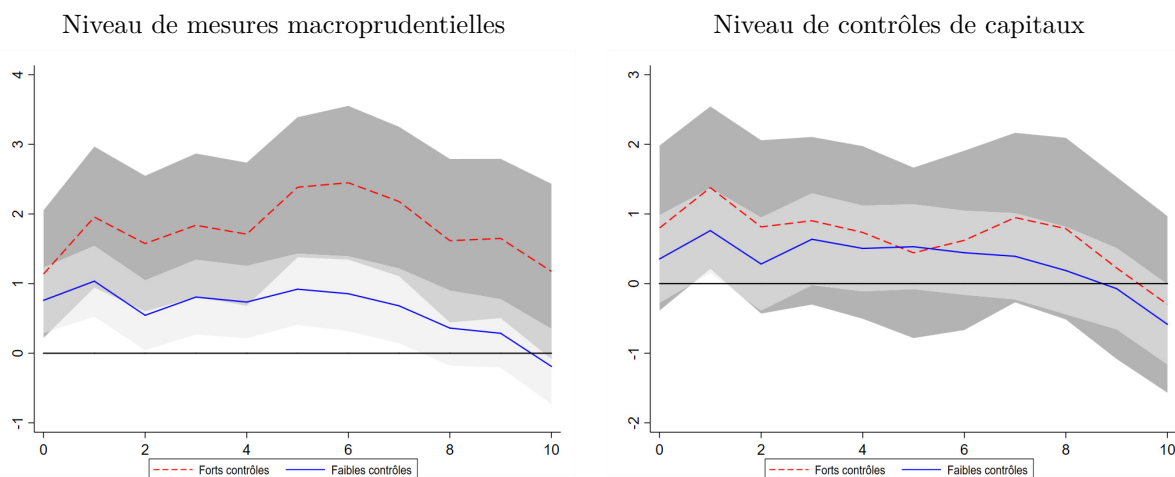
L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

Enfin, les 12 pays de notre échantillon sont relativement moins sensibles, comparé à notre échantillon total, aux flux de crédits bancaires internationaux à la suite d'un choc de liquidité américain (figure 26). En effet, la valeur des réponses est deux fois moins élevée pour les 12 pays par rapport aux 36 (figure 22 page 250), en ce qui concerne les mesures macroprudentielles. Le développement de leurs marchés financiers peut expliquer que les entrées de ces capitaux sont moins importantes que lorsque l'on envisage les 36 pays émergents. En effet, ces 12 plus grands pays émergents sont en mesure de se financer non seulement par le crédit bancaire international, mais aussi par le crédit obligataire ou la levée de fonds sur les marchés actions. Néanmoins, les résultats sont qualitativement équivalents. L'accumulation de mesures macroprudentielles dans un pays le surexpose au cycle financier mondial. Les résultats de Bruno et *al.* (2015) sont aussi confirmés dans cette spécification. Il faut attendre la 10<sup>ème</sup> période après le choc pour que les entrées de crédits bancaires internationaux ne soient plus significatives.

À l'inverse, les conclusions vis-à-vis des contrôles de capitaux sont différentes. Lorsque l'on considère les 12 pays émergents les plus importants, que les contrôles de capitaux soient forts ou faibles, les pays subissent des entrées de crédits bancaires internationaux, à la suite d'un choc de politique monétaire américaine, mais cet effet n'est significatif que la période suivant son adoption. Rappelons que lorsque nous étudions l'échantillon entier, les pays ayant les contrôles de capitaux les plus légers souffraient d'entrées de crédits bancaires internationaux significatives sur les 6 premières périodes. Cette différence de résultat entre les deux spécifications peut être expliquée par la structure des contrôles suivant l'approche de Klein (2012) et Eichengreen et Rose (2014). En effet, il serait intéressant de savoir si les contrôles de capitaux sont de long terme (« murs ») ou conjoncturels (« remparts »). Toutefois, cette hypothèse est difficilement testable dans le cadre de notre modèle et au

vu de la disponibilité de ce genre de données. Ce résultat peut aussi venir de la qualité institutionnelle plus élevée dans les pays que nous considérons ici (Beirne et Friedrich (2017)). Nous testerons cette hypothèse dans la seconde partie de ce chapitre.

FIGURE 26 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants, 12 pays émergents



L'intervalle de confiance des « forts contrôles » est représenté par le gris foncé. L'intervalle de confiance des « faibles contrôles » correspond au gris clair. La nuance de gris intermédiaire n'est autre que la superposition des deux. Ces intervalles correspondent à un seuil de confiance de 95%. L'axe des ordonnées est en pourcentage du PIB.

Finalement, le modèle de projection locale nous a permis de faire émerger des résultats complémentaires à la littérature. En prenant en compte la dynamique et les effets d'un choc de liquidité américaine, approximé par l'« *Excess Bond Premium* », nous avons montré que les politiques macroprudentielles comme les contrôles de capitaux ont des effets significatifs sur les flux de capitaux entrants. De plus, nous avons confirmé que ces effets dépendent des types de flux de capitaux que nous considérons (Fendoglu (2017)). Ils sont aussi sensibles à un seuil d'accumulation de mesure selon que celui-ci soit « fort » ou « faible ». Enfin, ils peuvent être différents suivant le groupe de pays considéré, que ce soit l'échantillon dans son intégralité ou seulement les 12 pays émergents les plus importants et les plus exposés au cycle financier mondial.

D'une part, nos résultats nous permettent d'insister sur le fait que l'accumulation de contrôles de capitaux est, hormis pour les flux en actions, plus efficace pour réduire les entrées de capitaux à la suite d'un choc de politique monétaire aux États-Unis. Ce résultat plaide en la faveur de l'ajout de contrôles pour les pays souhaitant se prémunir contre les effets de report de la politique monétaire américaine. Les contrôles de capitaux ne doivent pas se concentrer seulement sur les marchés qui souffrent d'effets de report mais sur tous, pour éviter que les capitaux ne se placent sur d'autres supports moins protégés dans le pays.

D'autre part, l'accumulation de mesures macroprudentielles a des effets qui peuvent

être controversés. Nous montrons que seuls les flux entrants en obligations sont moins importants lorsque le pays a adopté plus de mesures macroprudentielles. Cela peut être dû au lien existant entre le crédit distribué nationalement et le taux de rendement des obligations (Turner (2018)). À l'inverse, le pays est plus exposé aux flux de portefeuille entrants, notamment aux flux en actions et surtout aux crédits bancaires internationaux. Ce résultat confirme l'étude de Bruno et *al.* (2015), concernant les flux de crédits bancaires internationaux, et fait émerger de nouvelles conclusions. Les agents en besoin de financement et qui s'endettent traditionnellement par le biais du crédit national se tournent naturellement vers le même type de financement mais en provenance d'agents étrangers. Cette moindre efficacité, lorsque le nombre de mesures accumulées est élevé, pourrait venir d'un certain nombre de facteurs. On pourrait alors citer la qualité des institutions du pays émergent pour pouvoir gérer tous les instruments macroprudentiels et les contrôles de capitaux (Beirne et Friedrich (2017)). Dans le cas où le pouvoir politique est faible, la gestion de beaucoup d'outils permettant de réguler le cycle financier peut se révéler complexe et contreproductive. De plus, le degré de liquidité internationale peut expliquer des non-linéarités dans l'efficacité des mesures adoptées (Bianchi et *al.* (2016)). Nous allons étudier ces pistes de réponses dans la section suivante.

## **II. Les déterminants de l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux adoptés**

### **A. Le modèle et les données**

#### **1. Un modèle en panel à effet de seuil**

Un autre pan de la littérature s'intéresse à des sources de non-linéarités différentes. Plus précisément, certains auteurs se sont intéressés aux déterminants de l'efficacité des contrôles de capitaux et des mesures macroprudentielles. Cardarelli et *al.* (2010) pour les contrôles de capitaux, Beirne et Friedrich (2017) pour les mesures macroprudentielles, ont évoqué le fait que l'efficacité des mesures pouvait s'expliquer par certaines caractéristiques des pays recevant les flux de capitaux. De plus, Bianchi et *al.* (2016) ont établi, par le biais d'un modèle théorique, que l'efficacité des politiques macroprudentielles dépend aussi du contexte international et plus spécifiquement de la liquidité globale. Notre modèle a pour objectif de vérifier ces résultats sur la période récente. En effet, l'étude de Cardarelli et *al.* (2010) porte sur une période plus ancienne (1985 - 2007) et utilise une étude d'évènement. Beirne et Friedrich (2017) quant à eux travaillent sur la période de 1999 à 2012 et utilisent un panel à effets fixes. De plus, ces derniers ne considèrent que les flux de crédits bancaires internationaux.

L'objectif de cette partie est d'expliquer les non-linéarités dans l'efficacité des outils macroprudentiels et des contrôles de capitaux. Dans le but de capter ces non-linéarités que la littérature a fait émerger, nous utilisons un panel à effet de seuil. Cette méthode a été envisagé par d'autres auteurs, comme Brana et Prat (2016), pour étudier les effets des

politiques monétaires non conventionnelles. Dans leur étude, les auteures utilisent cette modélisation pour étudier les effets de la liquidité globale sur le rendement des actions dans les pays émergents sachant le niveau d'appétit pour le risque donné. Dans notre cas, l'usage de cette méthode nous permet de considérer un panel à effets fixes, que nous avons étudié dans le chapitre 2 de cette troisième partie, tout en incluant des non-linéarités quant à l'efficacité des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux. Nous reprenons ici la spécification que nous avons dans le chapitre 2 de cette troisième partie, tout en incluant le changement de régime. Notre modèle se présente comme suit :

$$CF_{i,t} = \alpha + \beta_1 RS_{i,t} I_{(q_{i,t} \leq \gamma)} + \beta_2 RS_{i,t} I_{(q_{i,t} > \gamma)} + X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$CF$  représente toujours les différents types de flux de capitaux entrants bruts que nous considérons (portefeuille, dont actions et obligations, crédits bancaires internationaux).

La valeur du seuil est exprimée par l'indice  $\gamma$ . La variable de seuil est  $q$ . Dans l'expression de notre modèle, le seuil ne touche qu'une seule des variables exogènes que l'on nomme  $RS$ . Dans l'hypothèse où il existe un seuil significatif, celle-ci aura donc deux régimes. Nous obtiendrons alors dans nos résultats deux coefficients affiliés à cette variable. Le premier, lorsque la variable de seuil est inférieure ou égale à  $\gamma$  et le second, lorsque le seuil est dépassé.

Dans un premier temps, nous étudions les non-linéarités qui peuvent exister en fonction de l'intensité de la politique monétaire non conventionnelle. Ensuite, nous considérons successivement les mesures macroprudentielles ( $mpi$ ) et les contrôles de capitaux ( $kc$ ). Lorsque l'une sera soumise à un changement de régime, l'autre sera la variable de contrôle et inversement. Le modèle estime le seuil en minimisant la somme des erreurs au carré (Hansen (1999)). Les valeurs critiques sont ensuite générées pour la significativité de celui-ci avec 300 bootstraps.

$I(\cdot)$  est la fonction de transition entre les deux régimes et s'inscrit dans la méthode de panel à effets de seuil à la Hansen (1999). Elle prend la valeur 1 lorsque le seuil est atteint et 0 dans le cas contraire.

$X$  est le vecteur des variables de contrôle qui demeurent les facteurs « *push* » et « *pull* » que nous avons considérés dans le chapitre précédent. Pour rappel, nous utilisons pour les variables « *push* » : le prix des matières premières ( $pxmp$ ), le VIX ( $vix$ ), le taux de croissance réelle du G7 ( $yg7$ ), le taux de court terme américain à 3 mois ( $rus$ ), ainsi que le taux de long terme à 10 ans ( $rltus$ ). Cette dernière variable est notre indicateur de politique monétaire non conventionnelle américaine, comme dans le chapitre 2 de cette partie. Pour les variables « *pull* », nous employons : le capital humain capté par l'indicateur de durée moyenne des études en années ( $kh$ ), la qualité des institutions représentée par l'indice de l'État de droit ( $iq$ ), le taux de croissance économique réelle ( $yr$ ), le taux d'intérêt interbancaire ( $rst$ ), le taux d'inflation ( $inf$ ) et le régime de change selon la classification de facto de Ilzetzki et *al.* (2017).

Enfin,  $\mu$  est l'effet fixe pays et  $\varepsilon$  le terme d'erreur.

## 2. Les données

La modélisation du panel à effet de seuil reprend les variables et les données du Chapitre 2 de cette troisième partie. Toutefois, la méthode exigeant un panel cylindré, nous sommes contraints d'éliminer certains pays de notre échantillon où nous manquons d'observations. Nous considérons alors les 26 pays émergents suivants : l'Afrique du Sud, l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, la Bulgarie, le Chili, la Corée du Sud, Hong Kong, la Colombie, le Costa Rica, la Hongrie, l'Indonésie, la République tchèque, le Kirghizstan, la Lettonie, le Mexique, le Pérou, les Philippines, la Pologne, la Roumanie, la Russie, Singapour, la Slovénie, la Thaïlande, la Turquie, l'Ukraine.

L'horizon temporel que nous retenons demeure entre 2000 et 2015 avec des données annuelles. La source de nos données est la même que dans le chapitre 2 de cette partie. Le tableau 44 reprend les statistiques descriptives de notre échantillon réduit de ce panel cylindré, ainsi que les sources des données.

TABLE 44 – Statistiques et sources des données

Variable	Nom	N	Moyenne	Écart type	Min	Max	Source
<i>pft</i>	Flux de portefeuille entrants bruts	416	1.482819	3.354898	-12.91313	35.7813	IFS - IMF
<i>pfeq</i>	Flux de portefeuille entrants en actions bruts	416	0.5175737	2.301789	-13.74625	27.37269	IFS - IMF
<i>pfbd</i>	Flux de portefeuille entrants en obligations bruts	416	0.9652138	2.211881	-13.32448	15.17752	IFS - IMF
<i>cbint</i>	Flux de crédits bancaires internationaux entrants	416	1.250615	6.951691	-44.91931	47.99683	CBS - BIS
<i>rst</i>	Taux d'intérêt domestique	416	6.832649	6.753214	-0.0713667	57.42	IFS - IMF, Datastream
<i>inf</i>	Taux d'inflation domestique	416	5.926041	6.971622	-3.59	68.49	Datastream
<i>yr</i>	Taux de croissance économique réelle domestique	416	3.848537	3.606957	-14.8	15.24038	World Bank
<i>kh</i>	Indice de capital humain domestique	416	9.58149	1.87243	5.5	12.9	United Development Program
<i>iq</i>	Indice de qualité des institutions domestiques	416	0.1130529	0.7979912	-1.37	1.86	Worldwide Governance Indicator
<i>mpi</i>	Mesures macro-prudentielles	416	2.670673	1.890931	0	7	Cerutti, et al. (2017)
<i>kc</i>	Contrôles de capitaux	416	0.3917308	0.2944456	0	1	Fernández et al. (2016)
<i>rc</i>	Régime de change de facto	416	8.651442	3.552857	1	14	Ilzetzki et al. (2017)
<i>pxmp</i>	Prix des matières premières mondiales	416	115.0692	21.35251	82.10048	160.5187	IMF, FRED - FED et calcul auteur
<i>vix</i>	Indice d'aversion pour le risque	416	20.56125	7.015234	11.56	40	FRED - FED
<i>yg7</i>	Taux de croissance réelle des pays du G7	416	1.612247	1.61108	-3.660556	3.73524	OCDE
<i>rus</i>	Taux d'intérêt à 3 mois américain	416	1.569375	1.919884	0.02	5.89	FRED - FED
<i>rltus</i>	Taux de rendement souverain à 10 ans et plus américain	416	3.713177	1.155192	1.8025	6.029167	FRED - FED

Les valeurs négatives des flux de capitaux bruts correspondent à la situation dans laquelle les agents non-résidents vendent plus qu'ils n'achètent de titres nationaux sur la période.

## B. Les résultats

### 1. Les non-linéarités dues à la politique monétaire non conventionnelle

Le tableau 45 récapitule les résultats de notre première estimation. Grâce à celle-ci, nous montrons que la politique monétaire non conventionnelle a des effets non linéaires sur les flux de capitaux entrants dans les pays émergents de notre échantillon. Lorsque le taux d'intérêt de long terme américain est sous le seuil  $\gamma_{rtus}$  de 2,54 (colonne 1), celui-ci engendre plus d'effets de report que lorsque le seuil est dépassé. Ce résultat est confirmé pour les flux de portefeuille (colonne 1) et plus particulièrement les flux en actions (colonne 2). Sous le seuil de 2,54%, une diminution de 1 point de ce taux, due à la politique monétaire non conventionnelle des États-Unis, aura pour conséquence une augmentation des flux de portefeuille entrants dans les pays émergents de 3,317 points de pourcentage de PIB. À l'inverse, lorsque le taux d'intérêt de long terme est supérieur au seuil, les effets sont tout autant significatifs et négatifs, mais le coefficient est légèrement inférieur. Cela signifie qu'au-dessus de ce seuil, une accélération de la politique de QE de la Fed entraîne bien des entrées de capitaux, mais « seulement » de 2,171 points de pourcentage de PIB. Ce résultat est intéressant, car il induit que la politique monétaire non conventionnelle crée beaucoup plus d'effet de report lorsqu'elle fait diminuer les taux de long terme sous un certain seuil.

Cette relation est vérifiée pour les flux en actions (colonne 2). Au-dessus du même seuil, les effets sont bien négatifs (-0,716), mais plus faibles qu'en dessous (-1,330). Les effets de report sont ici beaucoup plus importants lorsque les taux sont déjà bas (inférieurs à 2,54%). L'accélération des mesures non conventionnelles entraîne plus d'effets de report lorsque le taux de long terme américain est inférieur à 2,54.

La troisième colonne indique qu'il n'y a pas de seuil significatif sur les flux de portefeuille entrants en titres de dettes. Il n'existerait pas de non-linéarités sur la période et les pays considérés à propos des flux entrants placés en dettes. À l'inverse, la quatrième colonne montre l'existence d'un seuil, mais les coefficients associés à notre indicateur de politique monétaire non conventionnelle ne sont pas significatifs pour expliquer les entrées en crédits bancaires internationaux.

Les variables de contrôle sont conformes à notre analyse menée dans le chapitre 2 de cette troisième partie. L'ajout de non-linéarité sur certaines variables apparaît accroître le pouvoir explicatif de notre modèle.

Nous montrons, grâce à ces premiers résultats, que les flux de capitaux bruts entrants dans les pays émergents sont sensibles à la politique monétaire des États-Unis représentée ici par le taux de long terme américain. Plus précisément, nous montrons que le degré d'expansionnisme, ou de liquidité créée, a des effets non linéaires. Plus la Fed crée des pressions à la diminution des taux d'intérêt, plus les entrées de capitaux dans les pays émergents sont élevées. Cela montre que sous le seuil de 2,54% pour les rendements souverains américains de long terme, les investisseurs internationaux se dirigent encore plus



massivement vers les pays émergents pour placer sur les marchés actions.

Ces premiers résultats nous permettent de nous interroger quant aux non-linéarités induites par la politique monétaire non conventionnelle sur l'efficacité des contrôles de capitaux et des mesures macroprudentielles comme l'ont évoqué Bianchi et *al.* (2016).

TABLE 45 – Non-linéarité de la politique monétaire non conventionnelle sur les flux de capitaux entrants

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>
$q_{i,t} = rltus, \gamma$	2.5408**	2.5408*	2.5408	4.6108*
$rltus < \gamma, rltus$	-3.311*** (0.683)	-1.330** (0.501)	-1.981*** (0.388)	0.304 (0.744)
$rltus > \gamma, rltus$	-2.147*** (0.397)	-0.716*** (0.228)	-1.432*** (0.304)	-0.654 (0.813)
<i>rst</i>	0.00284 (0.0534)	0.0364 (0.0319)	-0.0336 (0.0324)	-0.284** (0.122)
<i>inf</i>	0.000784 (0.0317)	-0.0175 (0.0149)	0.0183 (0.0242)	0.327*** (0.100)
<i>yr</i>	0.0421 (0.0456)	0.0362 (0.0282)	0.00584 (0.0296)	0.634*** (0.183)
<i>kh</i>	-0.327 (0.718)	0.140 (0.246)	-0.468 (0.575)	-0.582 (1.414)
<i>iq</i>	1.451 (0.912)	0.411 (0.382)	1.039 (0.979)	1.703 (3.100)
<i>mpi</i>	-0.0933 (0.134)	0.0933 (0.0907)	-0.187 (0.114)	-0.370 (0.684)
<i>kc</i>	2.485*** (0.859)	0.340 (0.356)	2.145** (0.780)	-1.066 (2.484)
<i>rc</i>	-0.0966 (0.0823)	-0.0451 (0.0327)	-0.0515 (0.0799)	1.178** (0.474)
<i>pxmp</i>	-0.0172** (0.00803)	-0.0148** (0.00634)	-0.00236 (0.00591)	0.00841 (0.0156)
<i>vix</i>	-0.0307 (0.0296)	-0.0220 (0.0144)	-0.00866 (0.0233)	-0.176*** (0.0493)
<i>yg7</i>	-0.225** (0.0991)	-0.108 (0.0742)	-0.118* (0.0591)	-1.177*** (0.282)
<i>rus</i>	0.619*** (0.188)	0.251** (0.121)	0.369*** (0.123)	1.226*** (0.410)
Observations	390	390	390	390
R-Squared	0.112	0.059	0.120	0.318
Nombre de pays	26	26	26	26
Wald	0	0	0	0

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Les variables expliquées sont : les flux de portefeuille totaux (*pft*), ceux seulement placés en actions (*pfeq*), ceux en obligations (*pfbd*) et les crédits bancaires internationaux (*cbint*).

Pour rappel, les variables exogènes sont les suivantes : *rst* le taux d'intérêt domestique, *inf* le taux d'inflation domestique, *yr* le taux de croissance réelle domestique, *kh* le capital humain, *iq* la qualité des institutions domestiques, *mpi* l'indicateur de politique macroprudentielle agrégé, *kc* les contrôles de capitaux entrants, *rc* le régime de change de facto, *pxmp* le prix des matières premières mondiales, *vix* l'indicateur mondial de l'aversion pour le risque, *yg7* le taux de croissance réelle des pays du G7, *rus* le taux de court terme américain, *rltus* le rendement des obligations souveraines américaines de long terme.

Le tableau 46 présente les résultats des estimations testant l'efficacité des mesures macroprudentielles, désagrégées en fonction de leur cible, tout en prenant en compte l'intensité de la politique monétaire non conventionnelle. Plus spécifiquement, on se concentre sur les effets des instruments macroprudentiels qui ciblent les emprunteurs domestiques (*mpi\_bor.*) Ici, la variable de seuil est le taux de rendement de long terme des titres de dette souveraine américain *rltus*, et celle qui change de régime est représentée par les mesures macroprudentielles ciblant les emprunteurs domestiques *mpi\_bor.* Nous montrons que le seuil de politique monétaire est significatif pour les flux de portefeuille bruts entrants (totaux, en actions et en obligations), mais pas pour les flux de crédits bancaires internationaux.

Concernant les flux totaux (colonne 1), nos résultats indiquent que lorsque le taux de long terme américain est en dessous de 2,5408%, les politiques macroprudentielles qui visent les emprunteurs nationaux sont significatives pour expliquer une diminution des flux de portefeuille entrants bruts (-1,518). Les mécanismes sont les mêmes que pour le chapitre 2 de cette troisième partie. En contraignant le crédit bancaire national, les autorités limitent le dynamisme des prix d'actifs, ce qui décourage les investisseurs non-résidents à placer dans les pays. Toutefois, lorsque la politique monétaire non conventionnelle américaine fait passer le taux de long terme au-dessus du seuil, les mesures macroprudentielles sont inefficaces. Ce résultat est d'autant plus intéressant que la littérature ne s'est pas intéressée aux non-linéarités de l'efficacité de ces politiques dans un contexte international. On peut expliquer un tel phénomène par la nature contracyclique des politiques macroprudentielles qui s'ajustent en fonction du cycle économique et financier. Ici, lorsque la liquidité mondiale est abondante, l'ajustement des politiques macroprudentielles peut expliquer qu'elles soient plus efficaces (Bianchi et *al.* (2016)). Il serait intéressant de mener à bien une étude sur l'ajustement des politiques macroprudentielles dans les pays émergents à la suite de la mise en place de la politique monétaire non conventionnelle américaine. Cependant, il n'existe pas encore de données disponibles.

Les flux de portefeuille en actions ont aussi un seuil significatif (colonne 2). Cependant, les variables soumises à ce seuil ne sont pas significatives.

Lorsque l'on regarde les effets spécifiques aux flux entrants bruts en obligations (colonne 3), deux éléments divergent. Tout d'abord, le seuil est différent. Il s'élève à un peu plus de 4,63%, soit la valeur qu'il avait en 2008. Ensuite, l'efficacité des mesures macroprudentielles visant les emprunteurs a une relation différente de celle des flux de portefeuille totaux. Ces résultats montrent que la politique macroprudentielle est moins efficace lorsque le QE de la Fed s'intensifie. En effet, sous le seuil de 4,6292 %, le coefficient est significatif et négatif (-0,578), mais inférieur à celui lorsque le taux de long terme se trouve au-dessus du seuil (-0,607). Autrement dit, plus la politique monétaire américaine est expansionniste, moins la politique macroprudentielle est efficace pour réduire les flux de capitaux entrants en obligations dans les pays émergents de notre échantillon. Comme pour les résultats obtenus dans la première partie de ce chapitre, nous relevons la par-

ticularité des flux de capitaux entrants en obligations. En reprenant l'analyse de Turner (2018), la diminution des rendements des obligations dans les pays développés pousserait relativement plus les investisseurs étrangers vers les pays émergents même si les rendements émergents sont faibles dû aux mesures macroprudentielles. Toutefois, notons que la différence dans les valeurs des coefficients est minime.

Enfin, il n'existe pas de seuil significatif en ce qui concerne l'efficacité des mesures macroprudentielles sur les crédits bancaires internationaux (colonne 4) dans les pays émergents. Ces types de capitaux ne souffrent pas de non-linéarités d'après notre cadre d'analyse.

TABLE 46 – Non-linéarité des mesures macroprudentielles selon un seuil de politique monétaire non conventionnelle sur les flux de capitaux entrants

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>
$q_{i,t} = rltus, \gamma$	2.5408**	2.5408**	4.6292**	4.6108
$rltus < \gamma, mpi\_bor$	-1.518** (0.553)	-0.670 (0.402)	-0.578* (0.291)	-1.591 (1.745)
$rltus > \gamma, mpi\_bor$	-0.0355 (0.404)	0.396 (0.352)	-0.607** (0.274)	-4.392* (2.298)
<i>rst</i>	-0.0107 (0.0501)	0.0330 (0.0316)	-0.0481 (0.0319)	-0.344** (0.126)
<i>inf</i>	0.00406 (0.0262)	-0.0160 (0.0143)	0.0220 (0.0227)	0.326*** (0.106)
<i>yr</i>	0.0760 (0.0549)	0.0581 (0.0365)	0.0165 (0.0332)	0.638*** (0.169)
<i>kh</i>	-0.134 (0.732)	0.242 (0.328)	-0.437 (0.542)	-0.229 (1.284)
<i>iq</i>	1.378 (0.865)	0.469 (0.484)	0.799 (0.954)	-0.0560 (3.130)
<i>mpi_inst</i>	-0.123 (0.167)	0.0153 (0.0892)	-0.143 (0.139)	-0.00622 (0.598)
<i>kc</i>	2.077** (0.827)	0.225 (0.341)	1.754** (0.744)	-2.659 (2.694)
<i>rc</i>	-0.127 (0.0878)	-0.0613 (0.0369)	-0.0556 (0.0841)	1.137** (0.475)
<i>pxmp</i>	-0.0102 (0.00817)	-0.0132* (0.00666)	0.00666 (0.00571)	-0.0134 (0.0187)
<i>vix</i>	-0.0324 (0.0307)	-0.0237 (0.0155)	-0.00771 (0.0231)	-0.218*** (0.0516)
<i>yg7</i>	-0.319** (0.121)	-0.159* (0.0903)	-0.170** (0.0661)	-1.149*** (0.292)
<i>rus</i>	0.474** (0.182)	0.199* (0.112)	0.244* (0.138)	0.746** (0.321)
<i>rltus</i>	-1.409*** (0.345)	-0.438** (0.163)	-0.830** (0.308)	-0.224 (0.725)
Observations	390	390	390	390
R-Squared	0.099	0.070	0.099	0.310
Nombre de pays	26	26	26	26
Wald	0	0	0	0

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Les variables expliquées sont : les flux de portefeuille totaux (*pft*), ceux seulement placés en actions (*pfeq*), ceux en obligations (*pfbd*) et les crédits bancaires internationaux (*cbint*).

Pour rappel, les variables exogènes sont les suivantes : *rst* le taux d'intérêt domestique, *inf* le taux d'inflation domestique, *yr* le taux de croissance réelle domestique, *kh* le capital humain, *iq* la qualité des institutions domestiques, *mpi\_bor* l'indicateur de politique macroprudentielle touchant les emprunteurs nationaux, *mpi\_inst* l'indicateur de politique macroprudentielle touchant les créanciers domestiques, *kc* les contrôles de capitaux entrants, *rc* le régime de change de facto, *pxmp* le prix des matières premières mondiales, *vix* l'indicateur mondial de l'aversion pour le risque, *yg7* le taux de croissance réelle des pays du G7, *rus* le taux de court terme américain, *rltus* le rendement des obligations souveraines américaines de long terme.

Par cette analyse, nous montrons qu'il existe des effets de seuil dans l'efficacité des politiques macroprudentielles qui touchent les emprunteurs nationaux. D'une part, lorsque la politique monétaire américaine passe un degré d'expansionnisme, les outils macroprudentiels deviennent efficaces pour limiter les flux de portefeuille entrants. D'autre part, en se focalisant sur les entrées de capitaux en titres de dettes, l'efficacité diminue légèrement lorsque notre indicateur de politique monétaire américaine montre un degré d'expansion-

nisme plus important.

Hélas, lorsque l'on s'intéresse aux non-linéarités dans l'efficacité des mesures macroprudentielles qui ciblent les prêteurs domestiques, notre analyse ne nous permet pas de montrer de seuils significatifs. De même, les contrôles de capitaux ne sont pas soumis à un seuil significatif. Nous ne présentons donc pas les résultats. Cela peut signifier que les contrôles de capitaux et les mesures macroprudentielles visant les institutions financières domestiques ne sont pas soumises à un changement de régime inhérent à la politique monétaire non conventionnelle américaine. En reprenant les résultats du chapitre 2 de cette troisième partie, nous devons rappeler que ces variables n'étaient déjà pas significatives dans des modèles linéaires pour expliquer les mouvements de capitaux entrants dans les pays émergents. L'absence de seuil confirme qu'elles ne sont significatives ni de façon linéaire, ni dans un modèle à changement de régime.

## 2. L'efficacité conditionnée par la qualité des institutions dans les pays émergents

Notre analyse nous permet d'afficher un dernier résultat intéressant quant à l'existence de non-linéarités. Nous avons vu dans le premier chapitre de cette troisième partie que les politiques macroprudentielles pouvaient être difficiles à gérer par le pays qui les met en place (Lim et *al.* (2011)). Pour que celles-ci soient crédibles et surtout respectées, la qualité des institutions en place est un élément déterminant. C'est ici l'argument de Beirne et Friedrich (2017) que nous cherchons à tester sur une période plus récente et sur d'autres flux entrants de capitaux que les seuls crédits bancaires internationaux. En effet, ces derniers n'ont relevé l'existence de ces non-linéarités qu'avec une variable d'interaction dans un panel à effets fixes de 66 pays émergents entre 1999 et 2012. De la même façon, l'importance de la qualité des institutions pour faire respecter les contrôles de capitaux est un élément clé. C'est d'ailleurs une raison qu'évoque Klein (2012) pour justifier l'adoption de contrôles de capitaux de long terme.

La prise en compte de ces non-linéarités dans un panel à effet de seuil doit alors nous permettre de confirmer leurs résultats concernant les flux de crédits bancaires internationaux et ajouter de nouvelles conclusions quant aux autres types de titres que nous considérons.

La qualité des institutions est ici notre variable de seuil ( $iq$ ) qui induit un changement de régime dans l'efficacité des politiques macroprudentielles ( $mpi$ ). Le tableau 47 présente les résultats.

En prenant en considération les flux de crédits bancaires internationaux (colonne 4), nous montrons que la qualité institutionnelle ( $iq$ ) peut expliquer l'efficacité des mesures macroprudentielles. Au dessus du seuil de 0,11, les mesures macroprudentielles permettent de limiter, de façon significative, les crédits bancaires internationaux. Lorsque ce seuil de qualité institutionnelle n'est pas atteint, ces politiques n'ont aucun effet significatif sur ces mouvements de capitaux. Cela confirme les résultats de Beirne et Friedrich (2017).

De plus, nous ajoutons à ces résultats le fait qu'il n'existe un seuil significatif que pour

les flux de crédits bancaires internationaux, pas pour les autres types de capitaux que nous considérons.

TABLE 47 – Non-linéarité des mesures macroprudentielles selon un seuil de qualité des institutions nationales sur les flux de capitaux entrants

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pft</i>	<i>pfeq</i>	<i>pfbd</i>	<i>cbint</i>
$q_{i,t} = iq, \gamma$	-0.5900	0.0400	-0.6200	0.1100***
$iq < \gamma, mpi$	-0.422***	-0.0388	-0.417***	0.264
	(0.131)	(0.0525)	(0.133)	(0.505)
$iq > \gamma, mpi$	-0.251**	0.0665	-0.252**	-2.464***
	(0.108)	(0.0675)	(0.114)	(0.758)
<i>rst</i>	-0.0313	0.0233	-0.0517	-0.284**
	(0.0497)	(0.0260)	(0.0334)	(0.104)
<i>inf</i>	0.0186	-0.00980	0.0287	0.342***
	(0.0290)	(0.0122)	(0.0241)	(0.102)
<i>yr</i>	0.0695	0.0573	0.0151	0.652***
	(0.0581)	(0.0376)	(0.0333)	(0.175)
<i>kh</i>	-0.433	0.0762	-0.519	0.0556
	(0.693)	(0.210)	(0.573)	(1.110)
<i>iq</i>	0.607	0.129	0.416	2.342
	(1.030)	(0.291)	(1.069)	(2.331)
<i>kc</i>	1.937**	-0.0180	1.951**	-4.055
	(0.841)	(0.306)	(0.801)	(2.647)
<i>rc</i>	-0.0830	-0.0286	-0.0480	0.986**
	(0.0900)	(0.0213)	(0.0861)	(0.444)
<i>pxmp</i>	0.00219	-0.00424	0.00646	-0.0289
	(0.00846)	(0.00667)	(0.00599)	(0.0182)
<i>vix</i>	-0.0306	-0.0220	-0.00857	-0.237***
	(0.0290)	(0.0143)	(0.0227)	(0.0546)
<i>yg7</i>	-0.368**	-0.191*	-0.178**	-1.082***
	(0.138)	(0.111)	(0.0646)	(0.291)
<i>rus</i>	0.370**	0.122*	0.248*	0.587**
	(0.160)	(0.0637)	(0.135)	(0.267)
<i>rltus</i>	-0.973**	-0.0929	-0.882***	-0.669
	(0.367)	(0.159)	(0.315)	(0.702)
Observations	390	390	390	390
R-Squared	0.073	0.027	0.106	0.331
Nombre de pays	26	26	26	26
Wald	0	0	0	0

Écart-types robustes entre parenthèses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Les variables expliquées sont : les flux de portefeuille totaux (*pft*), ceux seulement placés en actions (*pfeq*), ceux en obligations (*pfbd*) et les crédits bancaires internationaux (*cbint*).

Pour rappel, les variables exogènes sont les suivantes : *rst* le taux d'intérêt domestique, *inf* le taux d'inflation domestique, *yr* le taux de croissance réelle domestique, *kh* le capital humain, *iq* la qualité des institutions domestiques, *mpi* l'indicateur de politique macroprudentielle agrégé, *kc* les contrôles de capitaux entrants, *rc* le régime de change de facto, *pxmp* le prix des matières premières mondiales, *vix* l'indicateur mondial de l'aversion pour le risque, *yg7* le taux de croissance réelle des pays du G7, *rus* le taux de court terme américain, *rltus* le rendement des obligations souveraines américaines de long terme.

Enfin, contrairement à l'analyse de Binici et al. (2010) et Klein (2012) qui montrent que l'inefficacité des contrôles de capitaux dans les pays émergents peut être due à la qualité institutionnelle, notre modèle ne permet pas de conclure à l'existence d'un seuil significatif de ces contrôles de capitaux, et ce quel que soient les types de capitaux considérés.

L'analyse en panel à effet de seuil a démontré que les effets de certaines variables sur

les flux de capitaux ne sont pas linéaires. Plus particulièrement, la politique monétaire non conventionnelle a d'autant plus d'effets lorsque le taux de long terme des États-Unis passe sous le seuil de 2,5408%. Cette relation est plus précisément vérifiée pour les flux totaux de portefeuille et ceux en actions. Ces non-linéarités se propagent d'ailleurs à l'efficacité des mesures macroprudentielles qui visent les emprunteurs. Lorsque le taux de long terme américain est inférieur au seuil, les politiques macroprudentielles sont efficaces pour réduire l'entrée de flux de capitaux de portefeuille totaux entrants. Cela laisse présager de l'efficacité des politiques macroprudentielles contracycliques visant les emprunteurs. Cependant, une telle conclusion ne peut être élargie à tous les types de capitaux. Nous avons établi que les effets étaient inverses concernant les flux entrants en obligations. En outre, il n'existe pas d'effet de seuil significatif pour les crédits bancaires internationaux ni pour les politiques macroprudentielles qui visent les prêteurs. De plus, notre analyse permet de conclure sur l'efficacité des mesures macroprudentielles conditionnée par la qualité des institutions du pays. Cela ne se vérifie toutefois que pour les crédits bancaires internationaux. Enfin, nos résultats ne permettent pas de montrer de relations non linéaire dans l'efficacité des contrôles de capitaux sur les flux entrants bruts dans les pays émergents considérés.

### Conclusion Chapitre 3

L'analyse des non-linéarités est déterminante pour mesurer l'efficacité des mesures macroprudentielles et des contrôles de capitaux. Dans une première section de ce chapitre, nous avons pu tester l'hypothèse de la littérature selon laquelle l'accumulation de mesures pouvait réduire les entrées de capitaux. Nos résultats ont conclu que cela se vérifiait en effet pour les contrôles de capitaux, mais pas pour les instruments macroprudentiels. Pour ces derniers, les effets sont même opposés puisque l'accumulation d'instruments augmente les entrées de capitaux brutes (Lim et *al.* (2011), Bruno et *al.* (2015)), exception faite des entrées en titres de dette. De plus, ce travail a rendu possible l'étude des effets de la politique monétaire non conventionnelle par une autre méthode d'estimation et avec un autre indicateur de politique monétaire non conventionnelle. Outre les non-linéarités, notre modèle de projection locale à la Jorda (2005) capte les effets dynamiques des chocs de liquidité, appréhendés par la prime excessive sur les obligations américaine de Gilchrist et Zakrajčák (2012).

Dans une seconde section, nous avons cherché à étudier pourquoi les outils à disposition des pays émergents pour se protéger des entrées de capitaux étaient plus ou moins efficaces. Par l'estimation en panel à effet de seuil, nous établissons que l'intensité de la politique monétaire américaine peut être à l'origine de non-linéarités. Plus précisément, lorsque celle-ci passe un seuil d'expansionnisme, les politiques macroprudentielles, et plus précisément celles visant les emprunteurs nationaux, permettent de limiter les flux de portefeuille entrants dans le pays (Bianchi et *al.* (2016)). En contraignant les agents en besoin

de financement, les autorités réduisent les pressions sur le crédit, grevant le dynamisme des marchés financiers et diminuant de ce fait l'attrait des investisseurs non-résidents (Lim et *al.* (2011), Barwell (2013) et Fendoglu (2017)). De plus, le niveau de qualité institutionnelle dans le pays émergent permet lui aussi d'expliquer l'efficacité des mesures macroprudentielles concernant les flux de crédits bancaires internationaux (Beirne et Friedrich (2017)). Enfin, notre étude ne permet pas d'établir l'existence de relations non linéaires entre les contrôles de capitaux et les variables de seuil testées.





## Conclusion Partie III

Les deux premières parties de notre thèse ont établi que les effets de report peuvent être dépendant d'un certain nombre de politiques adoptées dans les pays du centre ou de caractéristiques inhérentes aux pays émergents. Cette troisième partie s'est alors attachée à analyser les moyens de protection contre les effets de report de la politique monétaire américaine à disposition des pays émergents. Notre réflexion s'est articulée autour de l'article de Rey (2013) qui établit que tous les pays sont sensibles au cycle financier mondial, impulsé par la politique monétaire américaine. La politique macroprudentielle et les contrôles de capitaux sont deux solutions que son travail propose pour s'isoler des effets de report. L'objectif que nous nous sommes fixé était de tester dans quelle mesure ces instruments sont efficaces pour limiter les flux de capitaux entrants.

Dans un premier chapitre, nous avons réalisé une revue de la littérature. Celle-ci nous a permis de faire émerger les mécanismes théoriques sur lesquels repose l'efficacité de ces mesures. Nous avons vu que les politiques macroprudentielles comme les contrôles de capitaux ne sont pas toujours efficaces pour lutter contre les flux de capitaux. Plus précisément, si les contrôles sur les capitaux sortants ont rarement d'effets, ceux qui ciblent les capitaux entrants peuvent en avoir. Ils ne permettent pas nécessairement de diminuer les flux de capitaux totaux, mais changent la composition de ceux-ci entre le court et le long terme. Toutefois, cette relation n'est pas toujours vérifiée. Concernant les mesures macroprudentielles, nous avons montré que la littérature analysant leur relation avec les flux de capitaux est peu développée. Cependant, les auteurs montrent qu'elle peut se matérialiser par le biais des prix d'actifs. Ils indiquent que, comme pour les contrôles de capitaux, leur efficacité peut dépendre du contexte macroéconomique national et international.

Au vu de l'absence de consensus sur l'efficacité des politiques que peuvent adopter les pays émergents pour lutter contre les entrées de capitaux, notre deuxième chapitre a pour objectif d'enrichir la littérature. Notre analyse se concentre sur l'efficacité des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux sur les entrées brutes de capitaux. Nous considérons les flux de portefeuille, en actions et en obligations, ainsi que les crédits bancaires internationaux. Notre échantillon comprend 43 pays émergents entre 2000 et 2015. En considérant les facteurs « *push* » et « *pull* » comme variables de contrôle, ainsi que le taux de long terme sur les titres souverains américains pour capter la politique monétaire non conventionnelle, nous estimons un panel à effets fixes pays. Nous montrons

que les mesures macroprudentielles et les contrôles de capitaux, lorsqu'ils sont agrégés, ont peu ou pas d'effets sur les entrées de capitaux. Néanmoins, lorsque l'on prend en compte chaque instrument macroprudentiel individuellement, nous établissons que tous n'ont pas les mêmes effets sur les entrées de capitaux. Certains aident à diminuer effectivement les flux entrants, d'autres au contraire créent davantage d'entrées. De plus, les contrôles de capitaux sont faiblement efficaces pour contenir les entrées de capitaux. En outre, notre décomposition des effets selon la période avant et après le QE nous permet de montrer que la politique macroprudentielle a moins d'effets après 2008. Nous émettons l'hypothèse que l'importance de la liquidité créée par la Fed durant cette période peut expliquer ce phénomène.

Dans le troisième chapitre, nous nous demandons alors si l'hétérogénéité de l'efficacité de ces politiques s'explique par l'existence de non-linéarités que la littérature a pu évoquer. Pour répondre à cette question, nous testons deux types de non-linéarités. Dans un premier temps, nous estimons un modèle en panel dynamique à effets fixes, utilisant des données trimestrielles, pour en extraire des projections locales à la Jorda (2005). Cette méthode nous permet de tester la robustesse de nos résultats préalablement établis dans la seconde partie de cette thèse en ajoutant de la dynamique. De plus, nous étudions si l'accumulation d'instruments utilisés par les pays leur permet de gagner en efficacité contre les effets de report de la politique monétaire américaine. Nous établissons qu'en ce qui concerne les contrôles de capitaux, l'ajout de contraintes permet en effet de se protéger des entrées de capitaux induites par un choc de politique monétaire américaine. Cependant, l'accumulation de politiques macroprudentielles n'a pas les mêmes effets. Les pays ayant adopté plus d'instruments sont ceux qui expérimentent le plus d'entrées de capitaux, exception faite des flux en obligations. L'abondance de liquidité internationale ainsi que la qualité des institutions sont deux pistes de réponses que nous testons dans un panel à effet de seuil dans un second temps. Cette analyse nous permet de montrer que les mesures macroprudentielles visant les emprunteurs sont d'autant plus efficaces que la politique monétaire américaine est très expansionniste, sauf pour les flux entrants en obligations. De même, le niveau de qualité des institutions dans les pays émergents est un élément éminent pour expliquer pourquoi la politique macroprudentielle réduit ou non les flux de crédits bancaires internationaux à destination des pays émergents.

# Conclusion générale

La mise en œuvre d'un nouveau genre de politique monétaire pour pallier les effets de la crise dans les pays développés a eu un écho retentissant. Les pays émergents ont dénoncé des effets de report internationaux liés à des politiques macroéconomiques nationales dans les pays développés. C'est plus particulièrement les politiques adoptées par la Réserve fédérale américaine qui ont eues des conséquences internationales. Le rôle prédominant du dollar dans le système monétaire international, mais aussi l'activisme de la Fed dès fin 2008 expliquent les accusations portées contre l'autorité monétaire américaine par les pays émergents. La politique monétaire d'assouplissement quantitatif de la Fed a eu plusieurs phases, certaines expansionnistes (QE1, QE2, QE3), d'autres de ralentissement graduel (*Tapering*) et de normalisation des taux d'intérêt directeurs et du bilan de l'autorité monétaire. Certains de ces volets coïncident avec de forts mouvements de capitaux dans les pays émergents, voire des crises financières lors du *Tapering*.

L'objectif de cette thèse a été d'évaluer les conséquences de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les flux de capitaux et les taux de change des pays émergents. Nous nous sommes demandé dans quelle mesure les pays émergents étaient affectés par des effets de report tout au long de la conduite du programme non conventionnel de la Fed et comment ils ont pu s'en prémunir et pourraient continuer de le faire à l'avenir.

La première partie de cette thèse s'est intéressée aux résultats de la littérature quant aux mécanismes et aux effets induits sur les pays émergents. Le premier chapitre s'est attaché à expliquer les trois canaux de transmission principaux par lesquels la politique monétaire non conventionnelle peut transiter pour engendrer des effets de report. Nous retenons le spectre de Bauer et Neely (2014) et Lim et *al.* (2014) qui retiennent le canal du signal, celui de la réallocation de portefeuille et celui de la liquidité. Dans un second chapitre, nous analysons les mécanismes théoriques de la politique monétaire non conventionnelle. Les différents cadres théoriques ont peu traité des conséquences internationales de ces politiques monétaires. À l'inverse, dans le troisième chapitre, notre analyse de la littérature empirique prouve que ce phénomène a été largement étudié par les auteurs qui concluent à des effets de report significatifs. Toutefois, nous relevons certains points à développer concernant notamment l'hétérogénéité des effets entre les pays et entre les variables de synthèse du QE de la Fed. De plus, nous établissons que les effets de la

normalisation de cette politique monétaire sont étudiés de façon incomplète.

Pour cela, la seconde partie de notre thèse a cherché à approfondir les résultats de la littérature. Dans le premier chapitre, nous établissons que les effets de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed, captée par un indicateur de taux d'intérêt de court terme, ne sont pas linéaires dans le temps. En scindant notre période d'études entre les différents volets, nous montrons que le premier (QE1) est celui qui a engendré le plus d'effets de report. Nos résultats établissent aussi que la normalisation de la politique monétaire, traduite ici par l'augmentation du taux de court terme américain, n'a pas de conséquences internationales néfastes. Nous différencions ensuite, dans le second chapitre de cette partie, les effets liés au bilan de ceux inhérents au taux d'intérêt de la Fed. En désagrégeant en fonction des modalités d'intervention, nous montrons que ce sont les achats de bons du Trésor par la banque centrale américaine qui entraînent le plus d'effets de report. Nous confirmons les résultats du premier chapitre de cette partie concernant les effets asymétriques entre les grandes périodes de mise en œuvre du QE. Le dernier chapitre de cette partie affine nos résultats à l'échelle de chaque pays. Outre la confirmation des résultats des deux chapitres précédents, nous indiquons que tous les pays n'ont pas la même sensibilité concernant les effets de report. Les pays asiatiques, de par leur proximité avec le Japon, sont moins touchés contrairement aux pays d'Amérique latine. Nous faisons aussi l'hypothèse que les politiques macroprudentielles et de contrôles de capitaux peuvent expliquer les différences d'impacts entre les pays.

La troisième partie de cette thèse a visé alors à tester cette hypothèse. S'inscrivant dans la lignée des travaux de Rey (2013) concernant le Trilemme, notre premier chapitre de cette dernière partie mène une revue de la littérature quant à l'efficacité des contrôles de capitaux et des mesures macroprudentielles pour contenir les flux de capitaux. Nous montrons que les mesures macroprudentielles et les contrôles de capitaux peuvent se révéler efficaces pour limiter les flux de capitaux, mais sous certaines conditions. Dans le second chapitre, nous établissons que tous les flux de capitaux ne sont pas sensibles aux différents instruments macroprudentiels et aux différents contrôles de capitaux entre 2000 et 2015. L'efficacité de ces mesures n'est en outre pas linéaire dans le temps. Le troisième chapitre s'attache ensuite à modéliser les effets non linéaires des politiques macroprudentielles et des contrôles de capitaux dans des modèles empiriques. Nous montrons que l'accumulation des contrôles de capitaux permet effectivement de se prémunir contre les entrées de capitaux à la suite d'un choc de politique monétaire non conventionnelle. À l'inverse, l'accumulation de mesures macroprudentielles rend les pays émergents plus sensibles aux chocs de QE. Nous cherchons alors les causes de cette efficacité différente et établissons que cela peut tenir au rythme de la politique monétaire américaine ainsi qu'au niveau de la qualité des institutions du pays qui les met en place.

À l'issue de cette thèse, nous démontrons par le biais de différentes méthodes économétriques (panel à effets fixes, VAR, modèle dynamique en projection locale et panel à

effet de seuil), de différentes variables de politique monétaire non conventionnelle (taux fantôme, surprise monétaire, annonces, modalités d'intervention, taux long terme, prime excessive sur le marché des obligations), de différents pays émergents et de différentes périodes d'études, que la politique monétaire non conventionnelle a des conséquences sur les pays émergents. S'il n'existe pas de symétrie dans les effets de report entre les différentes phases de la conduite de la politique monétaire non conventionnelle, les achats entre 2008 et 2014 ont créé des mouvements de capitaux et de taux de change. Nous montrons que les pays émergents peuvent s'en prémunir grâce à l'accumulation de contrôles de capitaux et à la mise en place de certains instruments macroprudentiels dont l'efficacité est contrainte par la qualité élevée des institutions dans les pays émergents.

D'autres travaux de recherche doivent être envisagés pour compléter notre thèse. Nous avons relevé dans le second chapitre de notre première partie que la littérature théorique s'était peu penchée sur la formalisation des effets de report internationaux de la politique monétaire non conventionnelle. Une piste de recherche serait de s'appuyer sur certains cadres théoriques comme les modèles Stock Flux Cohérents. Ces modèles, construits à partir des équilibres de la comptabilité nationale, sont une base intéressante pour représenter les effets de report du QE de la Fed. Reposant sur le concept de réallocation de portefeuille de Tobin (1969), un tel modèle pourrait représenter un outil intéressant où pourraient être ajoutés les contrôles de capitaux ainsi que la politique macroprudentielle.

L'analyse des non-linéarités des effets de report de la politique monétaire non conventionnelle pourrait représenter un second axe de développement de nos travaux. Les trois premiers chapitres de notre seconde partie évaluent les conséquences internationales de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed dans un modèle linéaire. Prendre en compte les différences entre les pays en termes de fondamentaux macroéconomiques, de liens commerciaux avec les États-Unis pourrait permettre d'enrichir nos conclusions (Chen et *al.* (2012), Aizenman et *al.* (2014), Bhattarai et *al.* (2015)). De plus, la prise en compte des politiques monétaires non conventionnelles menées au Japon, au Royaume-Uni et dans la zone Euro s'avèrerait intéressante dans la mesure où leur rythme est différent de celui de la Fed. Leur normalisation conjointe pourrait engendrer des conséquences internationales en tarissant la liquidité mondiale.

Enfin, une dernière extension que nous pourrions envisager serait de tester l'intensité des contrôles de capitaux et des politiques macroprudentielles. Dans la dernière partie de cette thèse, nous nous sommes intéressés à l'efficacité des mesures adoptées sans prendre en compte leurs niveaux ou les changements de ces derniers. Il serait intéressant d'analyser les effets des niveaux des contrôles de capitaux et des mesures macroprudentielles pour contenir les flux de capitaux induits par la politique monétaire non conventionnelle de la Fed (Zhang et Zoli (2016)).



# Annexes





## Annexe A

# Partie II : Statistiques descriptives

TABLE A.1 – Statistique descriptives des variables du panel chapitre 1 & 2

	Nom	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Source
Stock	Indice actions émergent	1456	.0099068	.0574524	-.276937	.3671341	Datastream
10y	Taux de rendement souverain à 10 ans émergent	1442	-.0024626	.059777	-.2217241	.3262602	
Er	Taux de change à l'incertain des pays émergents	1456	-.0024626	.0319151	-.1138192	.1739149	
kfmp	Indice de pression aux mouvements de capitaux	1338	-.019957	.1049087	-.5157005	.5551227	Goldberg et Krogstrup (2018)
vix	Indice de volatilité et d'appétence pour le risque	1456	-.0157815	.222961	-.4660203	.9162908	Datastream
sp500	Indice actions américain	1456	.0120549	.0356877	-.0855317	.1023064	
mb	Base monétaire des pays émergents	1456	.0086304	.0465924	-.3252831	.2229643	
pr	Indice de production industrielle des pays émergents	1456	.0028301	.0305955	-.3146234	.2613406	
tbills	Taux de rendement des bons de court terme américains	1428	.0144048	.5005078	-1.609438	2.079442	

TABLE A.1 (suite)

	Nom	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Source
<i>ikr</i>	Indice de contrôles de capitaux entrants	1066	.4725141	.2619351	0	.95	Fernández et al. (2016)
<i>okr</i>	Indice de contrôles de capitaux sortants	1066	.5409944	.3026697	0	1	
<i>rcfx</i>	Régime de change fixe	1189	.1320437	.3386808	0	1	Carmen Reinhart
anQE1	Annonces du QE1	1470	.047619	.2130313	0	1	FED
anQE2	Annonces du QE2	1470	.0666667	.2495287	0	1	
anQE3	Annonces du QE3	1470	.0285714	.1666553	0	1	
anTaper	Annonces du Tapering	1470	.0857143	.280037	0	1	
anNorm	Annonces de normalisation	1470	.0285714	.1666553	0	1	
shad	Taux fantôme	1456	.0018269	.1602756	-.55	.526	Wu et Xia (2016)
surprise	Surprise monétaire	1470	.0006569	.1718974	-.6376951	.5098812	VAR(1) estimé
act	Actif de long terme de la Fed	1456	.0255155	.0791561	-.03055	.6920614	FRED St Louis
treas10	Montant des bons du Trésor 10 ans et plus détenus par la Fed	1456	.0178023	.0248083	-.0355711	.1103773	
fedd10	Montant des titres d'agence 10 ans et plus détenus par la Fed	1442	.0257175	.1122587	0	.8334332	
mbs10	Montant des titres hypothécaires 10 ans et plus détenus par la Fed	1456	.0311439	.1305139	-.0449953	1.234151	

TABLE A.2 – Statistiques descriptives des variables du VARX

Pays	Variable	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Brésil	<i>stock</i>	488	58691.05	9738.821	37368	86686.44
	<i>er</i>	488	2.470036	.7075961	1.5563	4.1945
	<i>10y</i>	488	11.79926	1.485854	9.11	16.757
Turquie	<i>stock</i>	488	71966.36	19375.28	23035.95	119044.4
	<i>er</i>	488	2.295042	0.7793609	1.39475	4.4552
	<i>10y</i>	433	9.492402	1.30769	6.03	14.42
Inde	<i>stock</i>	488	22315.23	6106.915	8197.92	36050.44
	<i>er</i>	488	57.05437	8.130975	44.08	68.745
	<i>10y</i>	488	7.735963	0.7049594	5.275	9.108
Afrique du Sud	<i>stock</i>	488	8067.381	1904.768	3582.42	11610.59
	<i>er</i>	488	10.33982	2.649204	6.6249	16.62364
	<i>10y</i>	488	8.188357	0.7415347	5.77	9.895
Indonésie	<i>stock</i>	488	4317.145	1188.169	1288.074	6615.328
	<i>er</i>	488	11221.31	1895.376	8483	14654
	<i>10y</i>	488	7.795471	1.58821	4.991	14.028
Mexique	<i>stock</i>	488	40058.02	7214.896	17365.02	51470.06
	<i>er</i>	488	14.74495	2.602528	11.561	21.868
	<i>10y</i>	488	6.53427	0.8763702	4.45	8.75
Colombie	<i>stock</i>	488	12025.02	2074.376	7455.57	16262.62
	<i>er</i>	488	2279.189	503.897	1749.5	3437.635
	<i>10y</i>	488	7.301758	1.020933	4.716	10.631
Taiwan	<i>stock</i>	488	8433.366	1254.759	4247.97	11165.95
	<i>er</i>	488	30.81055	1.357023	28.5885	34.933
	<i>10y</i>	488	1.312557	0.2567466	0.635	1.75
Singapour	<i>stock</i>	488	3010.001	363.9883	1493.53	3598.73
	<i>er</i>	488	1.330087	0.0759386	1.20205	1.55115
	<i>10y</i>	488	2.160131	0.4008241	1.315	2.919
Russie	<i>stock</i>	488	1250.045	321.8452	513.12	2089.52
	<i>er</i>	488	42.77466	14.95158	27.5145	84.24124
	<i>10y</i>	488	8.757635	1.784191	6.44	15.712
Thaïlande	<i>stock</i>	488	1255.911	349.6689	415.04	1833.6
	<i>er</i>	488	32.59714	1.874206	28.76694	36.31314
	<i>10y</i>	488	3.252299	0.6548837	1.605	4.544
Corée du Sud	<i>stock</i>	488	1951.703	267.1947	1054.79	2568.54
	<i>er</i>	488	1134.689	72.86135	1009.6	1559.5
	<i>10y</i>	488	3.341482	1.116441	1.359	5.54
Pérou	<i>stock</i>	488	16412.84	3767.867	6686.29	23724.08
	<i>er</i>	488	2.965612	0.260709	2.5465	3.5311
	<i>10y</i>	467	6.009951	0.8138071	3.8814	7.9511
Chili	<i>stock</i>	488	4144.852	646.9218	2376.42	5859.27
	<i>er</i>	488	566.8264	75.79915	457.12	729.22
	<i>10y</i>	488	5.124691	0.7279424	3.83	6.264
FED	<i>fad</i>	487	69124.51	49671.37	4391	169011
	<i>mbs10</i>	488	1281237	463529.4	0	1770792
	<i>treas10</i>	487	433800	215930	99432	663844
	<i>fedfunds</i>	488	0.3073361	0.3795121	0.06	1.7



## Annexe B

# Partie II chapitre 1 : Stationnarité dans le VAR(1) US

TABLE B.1 – Stationnarité des variables dans le VAR(1) sur les données américaines

	Test	Niveau		Différence première	
		Tendance et constante	Constante	Tendance et constante	Constante
<i>ln(indpro)</i>	ADF	-3.887**	-2.083	-2.823	-2.902**
	KPSS	0.28***	0.898***	0.137*	0.285
<i>ln(pcepi)</i>	ADF	-3.188*	-1.022	-6.677***	-6.676
	KPSS	.67***	6.7***	.117*	.258
<i>gs10</i>	ADF	-2.306	-2.394	-10.776***	-10.698***
	KPSS	1.55***	8.34***	.024	.154
<i>ln(sp500)</i>	ADF	-2.124	0.087	-9.779***	-9.663***
	KPSS	1.63***	10.6	.0962	.332*
<i>shadow</i>	ADF	-1.599	-2.739*	-5.861***	-4.353***
	KPSS	.986***	1.3***	.0493	1.21***

La stationnarité des séries temporelles est estimée par le biais de deux méthodes différentes. ADF présente le test Dickey-Fuller Augmenté dont l'hypothèse nulle est la non-stationnarité des séries. KPSS présente le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin dont l'hypothèse nulle est la stationnarité des séries. Les étoiles associées à la valeur du test sont relatives à la probabilité de se tromper en rejetant à tort l'hypothèse nulle. Une, deux ou trois étoiles expriment respectivement une probabilité de 10, 5 et 1%.



## Annexe C

# Partie II chapitres 1 et 2 : Stationnarité des séries en panel

TABLE C.1 – Étude de la stationnarité des variables des modèles en panel

Variable	Méthode	Niveau		Différence	
		Tendance et constante	Constante	Tendance et constante	Constante
$\ln(stock)$	IPS	-12.3153***	-11.1777***	-34.2178***	-33.5595***
	Pesaran	0.401	0.535	-18.303***	-18.293***
$\ln(er)$	IPS	-5.8845***	1.1603	-37.7433***	-36.2445***
	Pesaran	-0.620	0.790	-18.290***	-18.293***
$\ln(10y)$	IPS	-1.8922**	-2.4870***	-37.3004***	-36.3725***
	Pesaran	0.185	0.822	-18.290***	-18.281***
$kfmp$	IPS	-31.6101***	-27.0125***	-48.5166***	-46.6755***
	Pesaran	-14.604***	-14.608***	-17.637***	-17.627***
$\ln(mb)$	IPS	-8.9299***	1.3005	-44.0192***	-42.2499***
	Pesaran	-7.898***	-7.315***	-18.303***	-18.293***
$\ln(pr)$	IPS	-9.2862***	-6.3876***	-47.2251***	-38.4891***
	Pesaran	-7.776***	-5.549***	-18.303***	-18.293***

Les tests relatifs à la stationnarité des séries en panel s'effectuent dans la mesure où la dimension temporelle est importante. Nous menons à bien deux tests différents. Un test de première génération appelé IPS (Im-Pesaran-Shin (1997)) et un test de deuxième génération, Pesaran (2003). Ces deux tests ont la même hypothèse nulle : tous les panels contiennent une racine unitaire. Nous rejetons alors celle-ci lorsque la probabilité de la rejeter à tort est inférieure à 10 (\*), 5 (\*\*), et 1% (\*\*\*).

L'utilisation de deux tests différents permet de confirmer les résultats. En effet, le test IPS repose sur l'indépendance des individus contrairement au test de Pesaran (2003).





## Annexe D

# Partie II chapitre 3 : Stationnarité dans le VARX(6) émergent

TABLE D.1 – Étude de la stationnarité des variables des VARX(6)

Pays	Variable	Test	Niveau		Différence première	
			Tendance et constante	Constante	Tendance et constante	Constante
Brésil	$\ln(stock)$	ADF	-2.326519	-2.330464	-24.28029***	-24.30581***
		KPSS	0.319905***	0.305927***	0.153871**	0.151952
	$\ln(er)$	ADF	-2.886522	-0.039608	-24.25483***	-24.15261***
		KPSS	0.309767***	2.352613***	0.158062**	0.374763*
	10y	ADF	-2.037250	-2.002755	-24.78752***	-24.80962
		KPSS	0.219080***	0.210196	0.073699	0.080647
Turquie	$\ln(stock)$	ADF	-3.208097*	-2.895148**	-21.84023***	-21.76786***
		KPSS	0.220479***	2.053805***	0.085273	0.231832
	$\ln(er)$	ADF	-1.992317	1.208583	-21.69155***	-21.56126***
		KPSS	0.519641***	2.677266***	0.024074	0.325962
	10y	ADF	-1.577139	-0.602525	-20.36435***	-20.17365***
		KPSS	0.368062***	0.807915***	0.042370	0.369848*
Inde	$\ln(stock)$	ADF	-3.149771*	-2.072634	-21.71750***	-21.69739***
		KPSS	0.102152	2.453172***	0.089820	0.140498
	$\ln(er)$	ADF	-2.340754	-0.730902	-18.89100***	-18.90791***
		KPSS	0.285536***	2.539201***	0.086621	0.086934
	10y	ADF	-3.911616**	-3.562979***	-26.65654***	-26.61287***
		KPSS	0.502193***	0.620627**	0.150649**	0.384328*
Afrique du Sud	$\ln(stock)$	ADF	-2.583634	-1.766637	-25.34724***	-25.33888***
		KPSS	0.453834***	2.507762***	0.042528	0.166460
	$\ln(er)$	ADF	-2.695375	-0.663412	-24.71519***	-24.71825***
		KPSS	0.292757***	2.407245***	0.130204*	0.153325
	10y	ADF	-2.723351	-2.732503*	-23.28002***	-23.30473***
		KPSS	0.409472***	0.491396**	0.054327	0.051152
Indonésie	$\ln(stock)$	ADF	-3.527215**	-3.976331***	-24.67969***	-24.36241***
		KPSS	0.452657***	2.210825***	0.124953*	0.637423**
	$\ln(er)$	ADF	-2.583797	0.041078	-21.34374***	-21.24205***
		KPSS	0.355978***	2.288030***	0.183872**	0.378816*
	10y	ADF	-2.467007	-2.746069*	-22.27038***	-22.25318***
		KPSS	0.384976***	0.734330**	0.082518	0.228065

TABLE D.1 - Suite

Pays	Variable	Test	Niveau		Différence première	
			Tendance et constante	Constante	Tendance et constante	Constante
Mexique	$\ln(stock)$	ADF	-2.745533	-2.815978*	-23.91459***	-23.81112***
		KPSS	0.382793***	2.220958***	0.030658	0.258564
	$\ln(er)$	ADF	-2.180879	-0.246577	-24.29597***	-24.25290***
		KPSS	0.517438***	2.144551***	0.047665	0.218376
	10y	ADF	-1.707319	-1.995386	-23.78620***	-23.73106***
		KPSS	0.561150***	0.702997**	0.023912	0.224999
Colombie	$\ln(stock)$	ADF	-3.009413	-2.515522	-22.34890***	-22.27690***
		KPSS	0.408250***	0.676675**	0.232372***	0.433512*
	$\ln(er)$	ADF	-2.163838	-0.588881	-22.93775***	-22.90470***
		KPSS	0.497397***	1.936126***	0.119406*	0.263693
	10y	ADF	-2.976511	-3.237725**	-22.75410***	-22.72062***
		KPSS	0.399777***	0.948847***	0.068289	0.206226
Taiwan	$\ln(stock)$	ADF	-3.839015**	-3.386966**	-21.95112***	-21.90204***
		KPSS	0.122448*	1.798561***	0.130620*	0.226771
	$\ln(er)$	ADF	-1.742989	-1.795834	-20.31185***	-20.31939***
		KPSS	0.379088***	0.370163***	0.090745	0.112201
	10y	ADF	-2.064673	-1.487018	-20.97469***	-20.99364***
		KPSS	0.246595***	0.974227***	0.054147	0.075041
Singapour	$\ln(stock)$	ADF	-3.435275**	-3.617862***	-21.62503***	-21.58529***
		KPSS	0.272942***	0.975240***	0.119289*	0.264499
	$\ln(er)$	ADF	-1.870061	-1.870989	-22.87562***	-22.83256***
		KPSS	0.525194***	0.525193**	0.080629	0.192270
	10y	ADF	-2.654345	-2.654176*	-22.54413***	-22.55690***
		KPSS	0.211881**	0.214799	0.040839	0.052711
Russie	$\ln(stock)$	ADF	-3.225293*	-2.584469*	-22.73287***	-22.68472***
		KPSS	0.305665***	0.810163***	0.147233**	0.275823
	$\ln(er)$	ADF	-2.068345	-0.580620	-12.88906***	-12.88585***
		KPSS	0.363764***	2.300340***	0.080594	0.102062
	10y	ADF	-2.866610	-2.950641**	-28.54382***	-28.57253***
		KPSS	0.240975***	0.223569	0.061196	0.063176
Thaïlande	$\ln(stock)$	ADF	-2.685470	-3.140999**	-22.54899***	-22.38851***
		KPSS	0.536202***	2.219431***	0.079828	0.471020**
	$\ln(er)$	ADF	-1.856935	-1.532705	-20.01345***	-20.01954***
		KPSS	0.372446***	0.800777***	0.153160**	0.190282
	10y	ADF	-4.038611***	-1.816553	-21.11684***	-21.12249***
		KPSS	0.269066***	1.967549***	0.069075	0.127526
Pérou	$\ln(stock)$	ADF	-2.962119	-2.991027**	-18.08011***	-18.04191***
		KPSS	0.318085***	0.299189	0.262864***	0.378787*
	$\ln(er)$	ADF	-2.278967	-0.576293	-13.94018***	-22.91773***
		KPSS	0.533181***	1.564302***	0.194842**	0.562167**
	10y	ADF	-2.175888	-2.178424	-17.99653***	-18.01634***
		KPSS	0.184788**	0.186349	0.054574	0.054765

TABLE D.1 - Fin

Pays	Variable	Test	Niveau		Différence première	
			Tendance et constante	Constante	Tendance et constante	Constante
Chili	<i>ln(stock)</i>	ADF	-2.630876	-2.713108*	-20.79493***	-20.79837***
		KPSS	0.285001***	0.736424**	0.239386***	0.279391
	<i>ln(er)</i>	ADF	-2.865674	-1.179373	-21.66781***	-21.61888***
		KPSS	0.422226***	1.787933***	0.172223**	0.335278
	10y	ADF	-3.691237**	-1.676672	-13.12204***	-13.13481***
		KPSS	0.198954**	2.353770***	0.036194	0.036315
FED	<i>fad</i>	ADF	-0.559451	1.461525	-5.432164***	-5.557205***
		KPSS	0.377454***	2.076167***	0.308321***	1.300504***
	<i>mbs10</i>	ADF	-2.266981	-1.550458	-15.18488***	-14.86297***
		KPSS	0.171869**	1.615343***	0.198571**	0.535851**
	<i>treas10</i>	ADF	-0.311440	-2.421177	-4.604380***	-3.878784***
		KPSS	0.549478***	2.419554***	0.248370***	0.961566***
	<i>fedfunds</i>	ADF	2.110608	3.211512	-25.77916***	-3.532757***
		KPSS	0.547335***	1.435222***	0.233329***	1.239588***



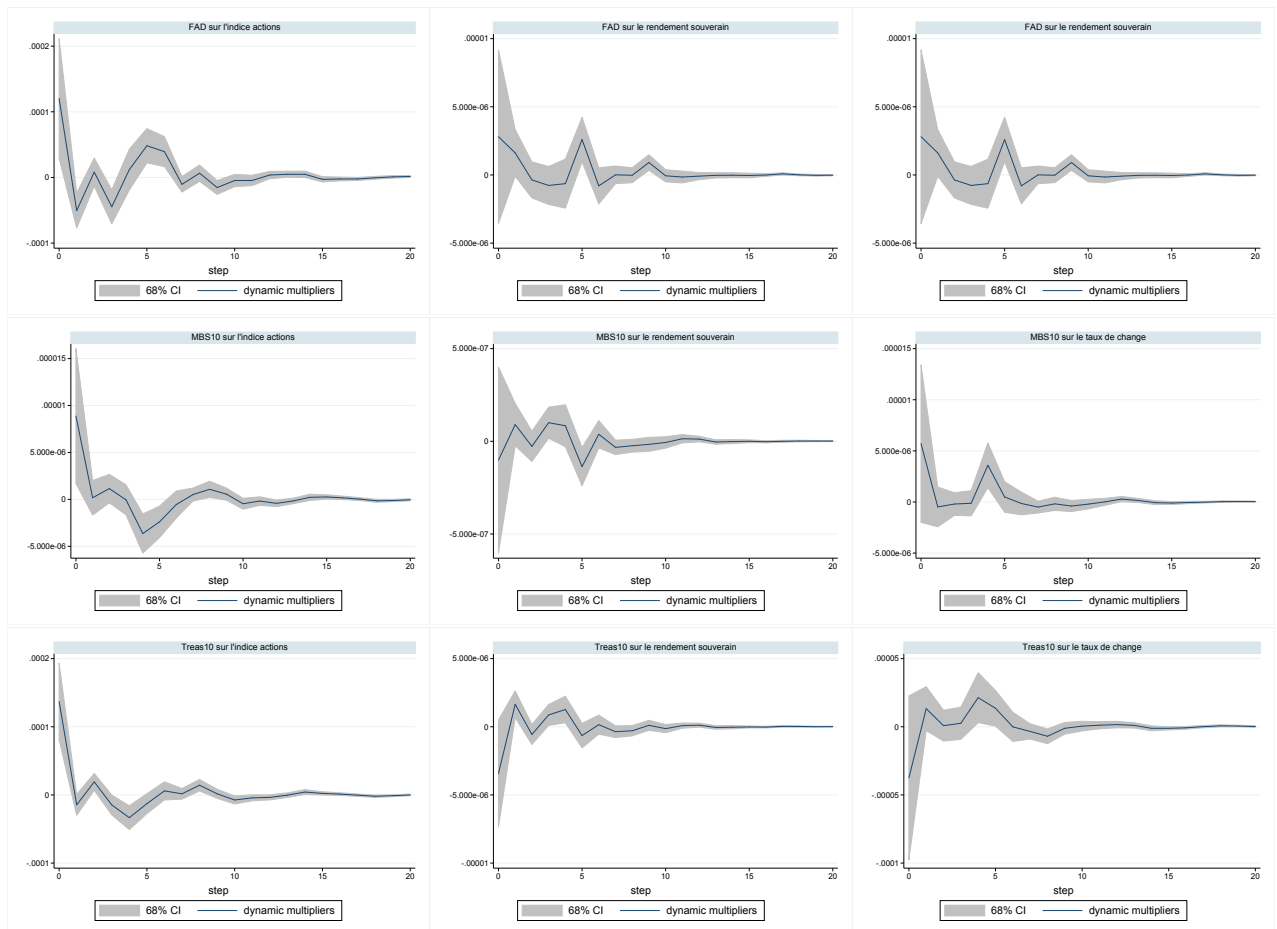
## Annexe E

# Partie II chapitre 3 : Fonctions d'impulsion des VARX(6) émergents

Les graphiques suivants présentent les fonctions d'impulsion du multiplicateur dynamique pour les 14 pays émergents retenus.

## E.1 Afrique du Sud

FIGURE E.1 – Fonction d'impulsion pour l'Afrique du Sud, période expansionniste

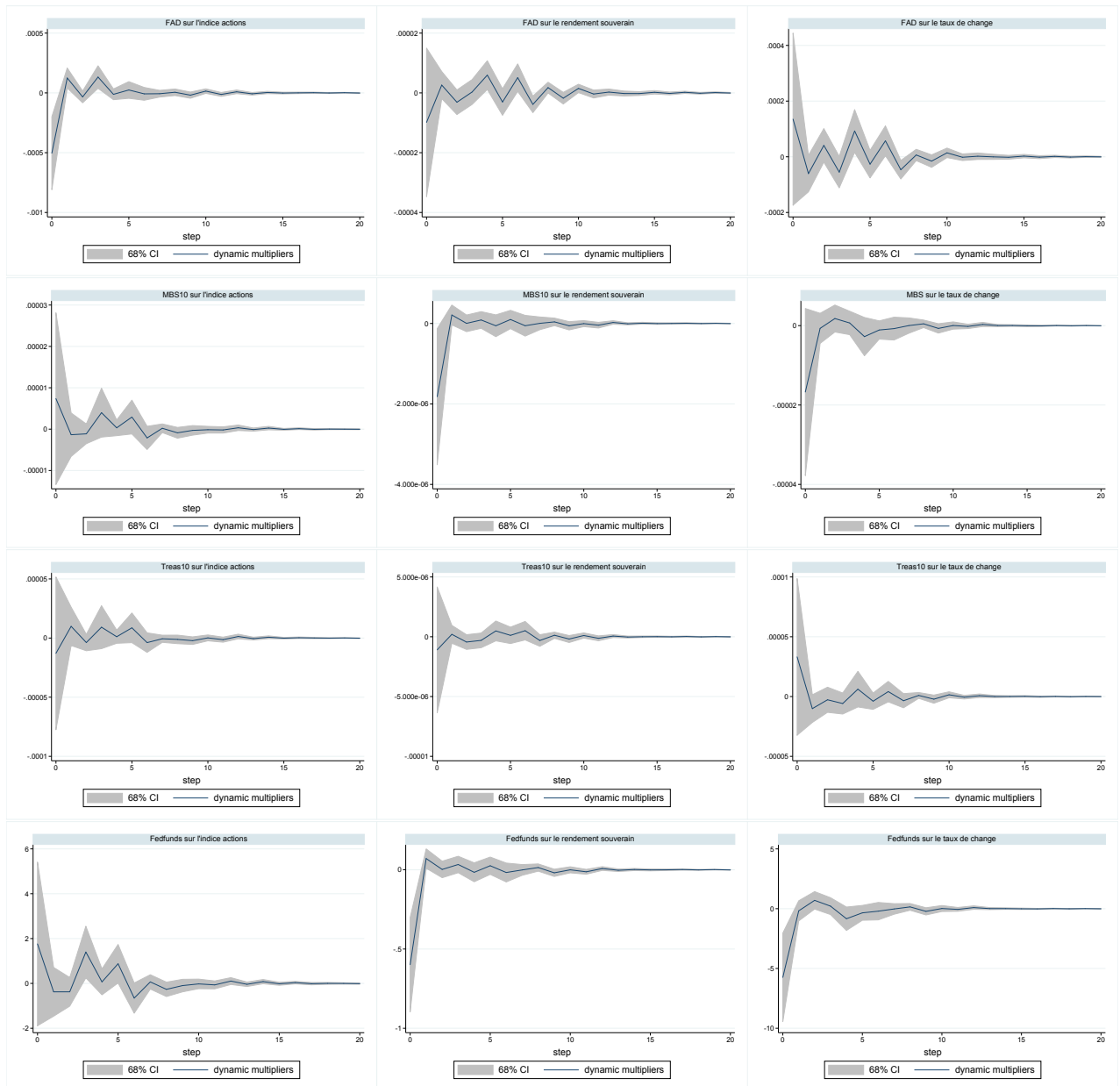


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.2 – Fonction d’impulsion pour l’Afrique du Sud, période de normalisation



En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

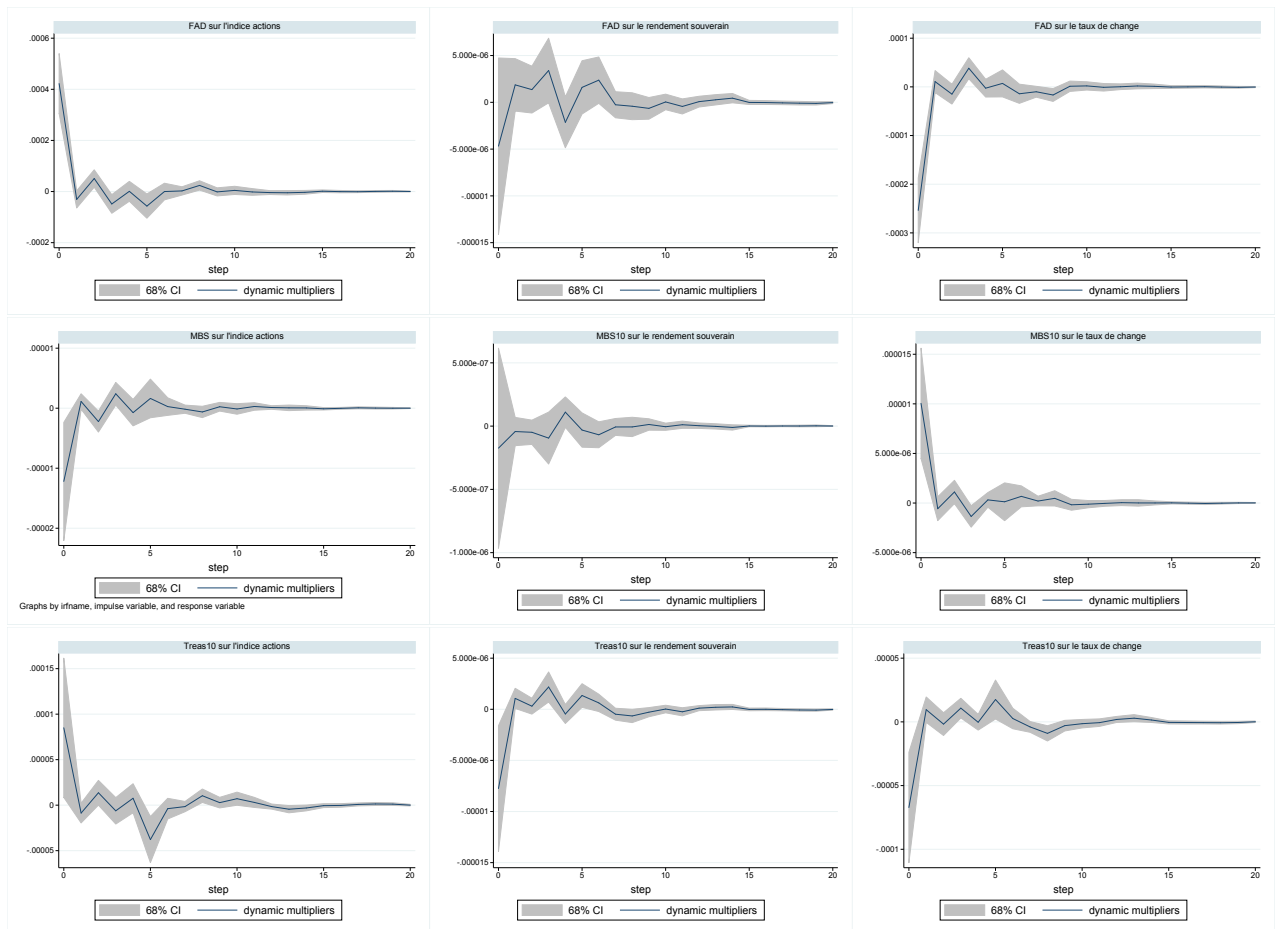
En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.



## E.2 Brésil

FIGURE E.3 – Fonction d'impulsion pour le Brésil, période expansionniste

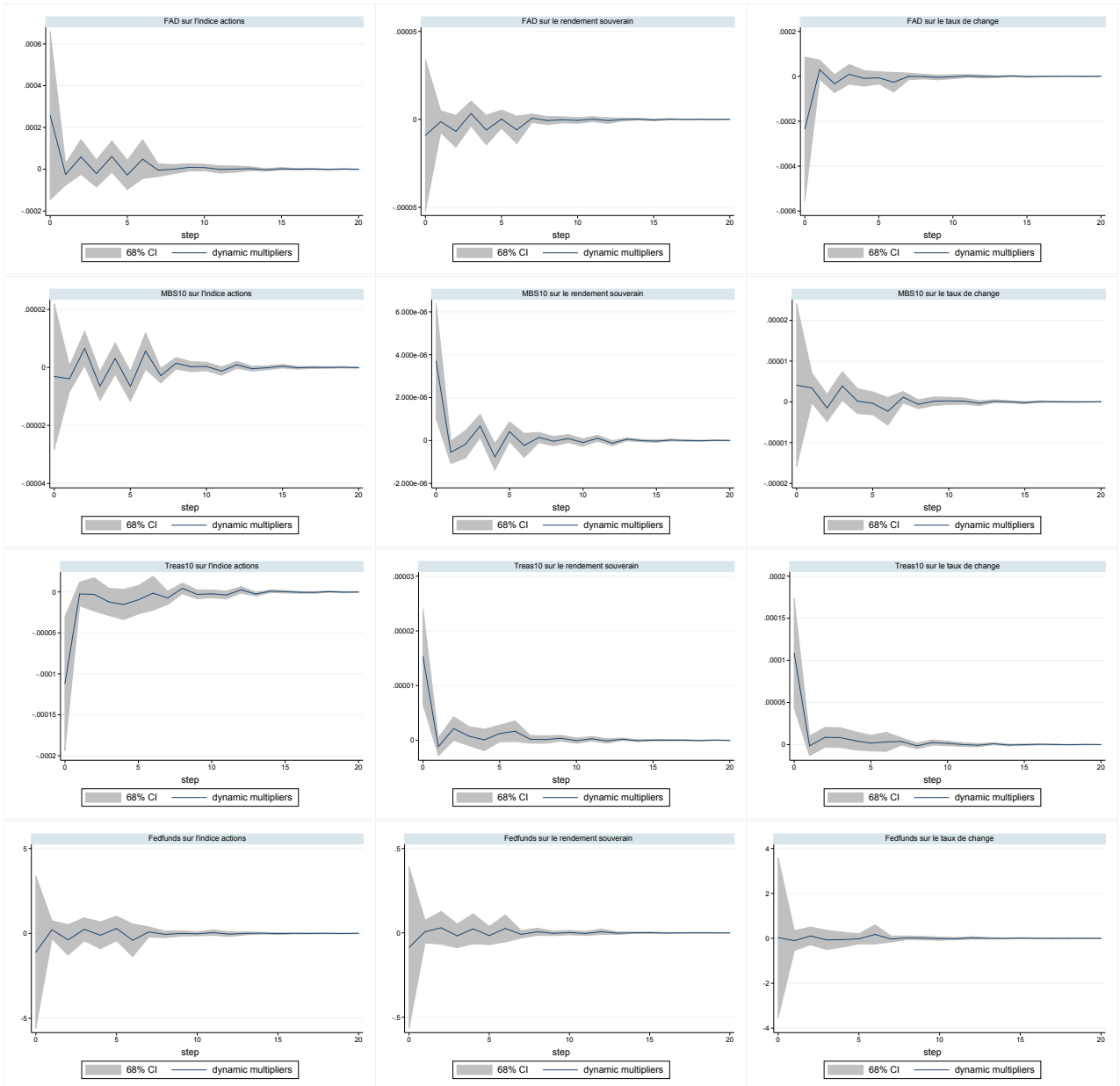


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.4 – Fonction d’impulsion pour le Brésil, période de normalisation



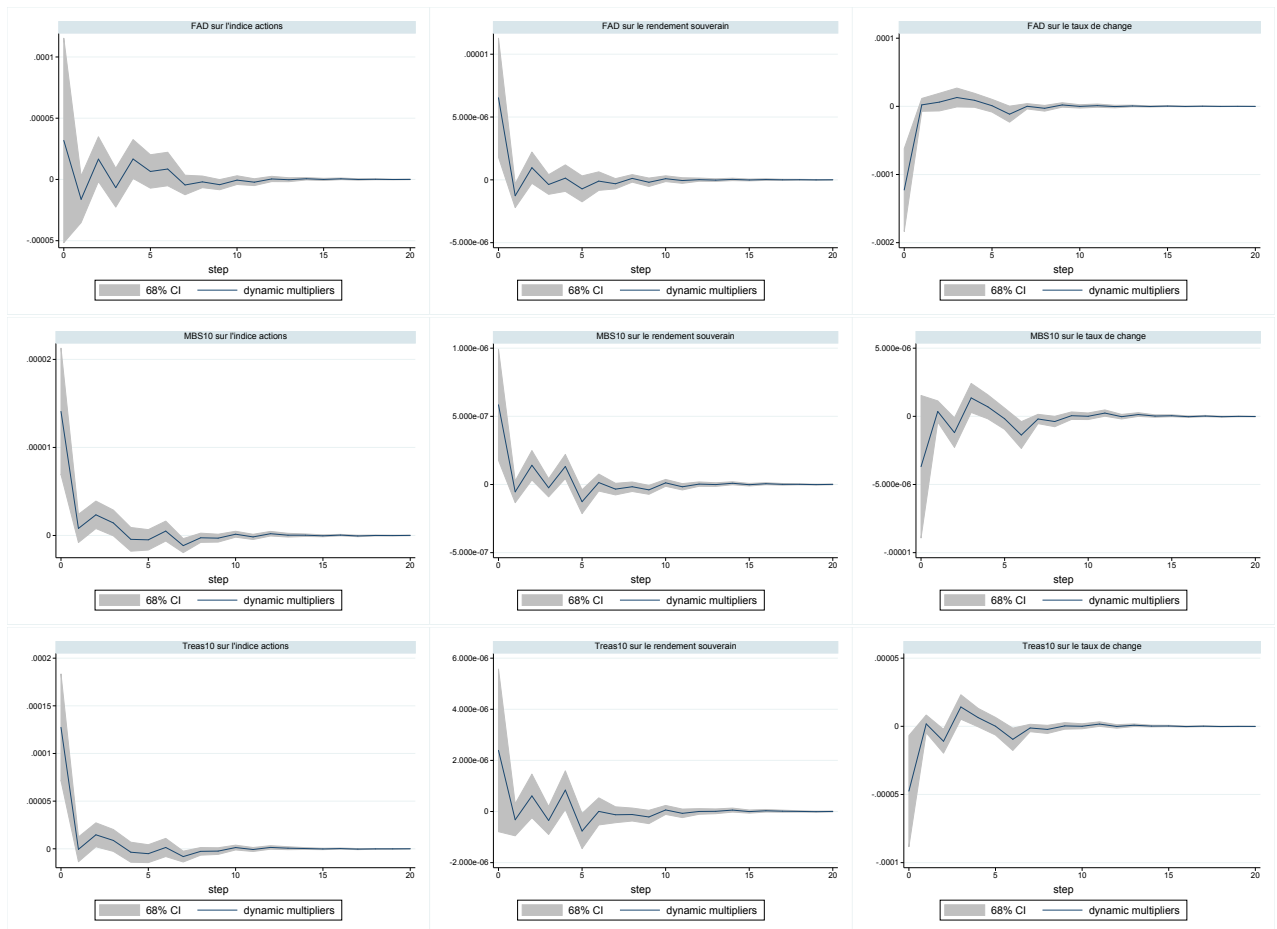
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.3 Chili

FIGURE E.5 – Fonction d'impulsion pour le Chili, période expansionniste

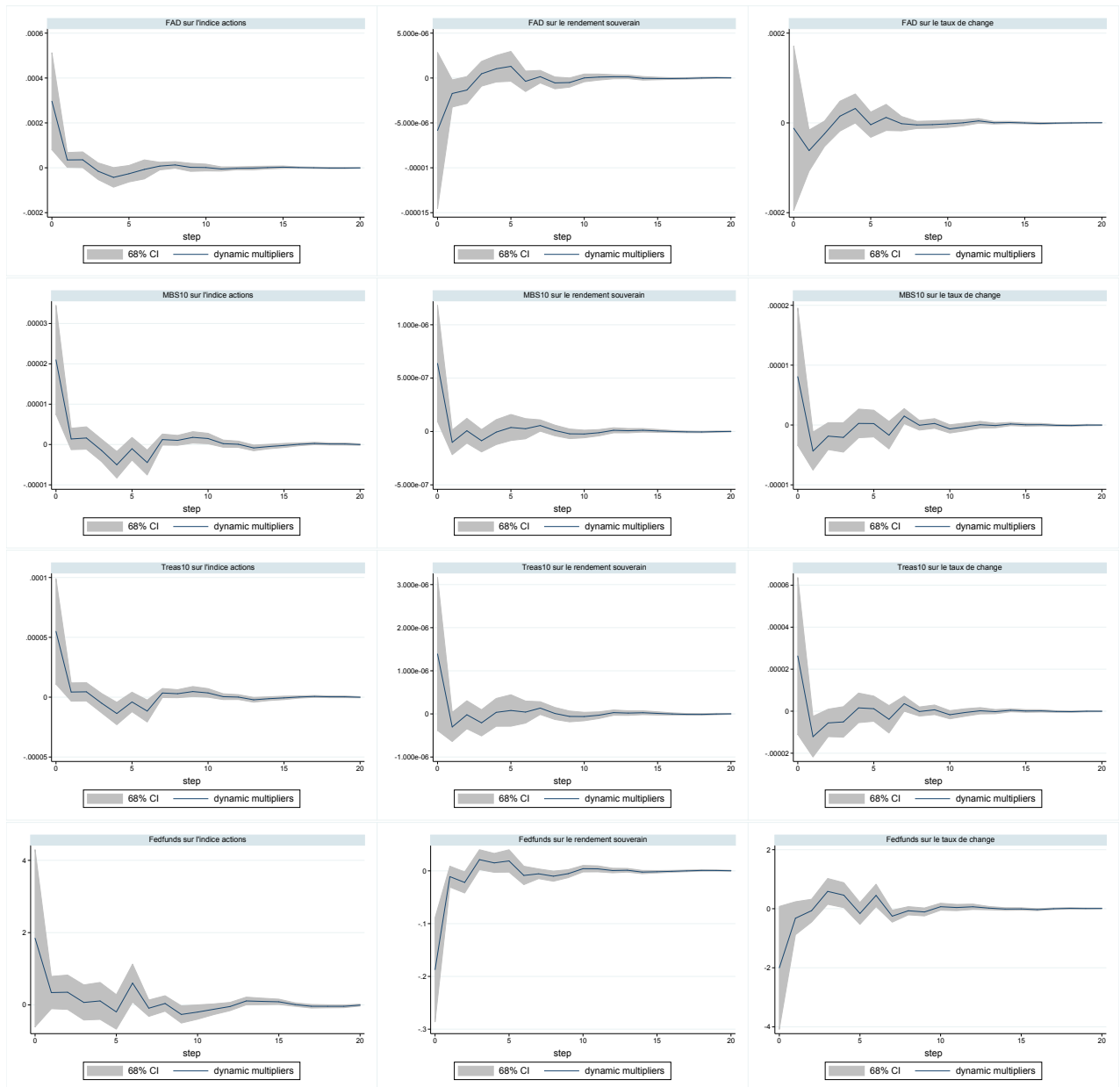


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.6 – Fonction d’impulsion pour le Chili, période de normalisation



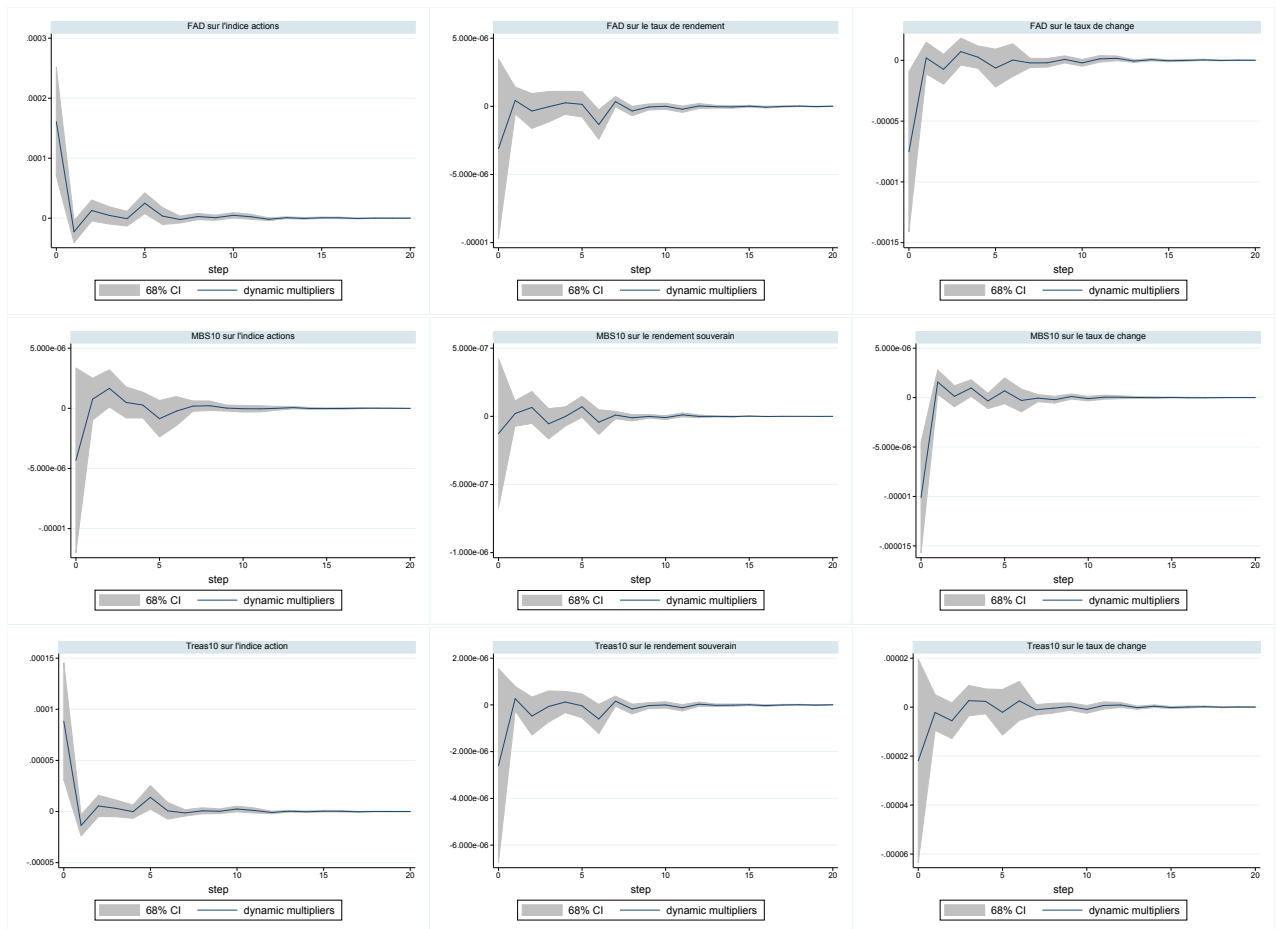
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.4 Colombie

FIGURE E.7 – Fonction d'impulsion pour la Colombie, période expansionniste

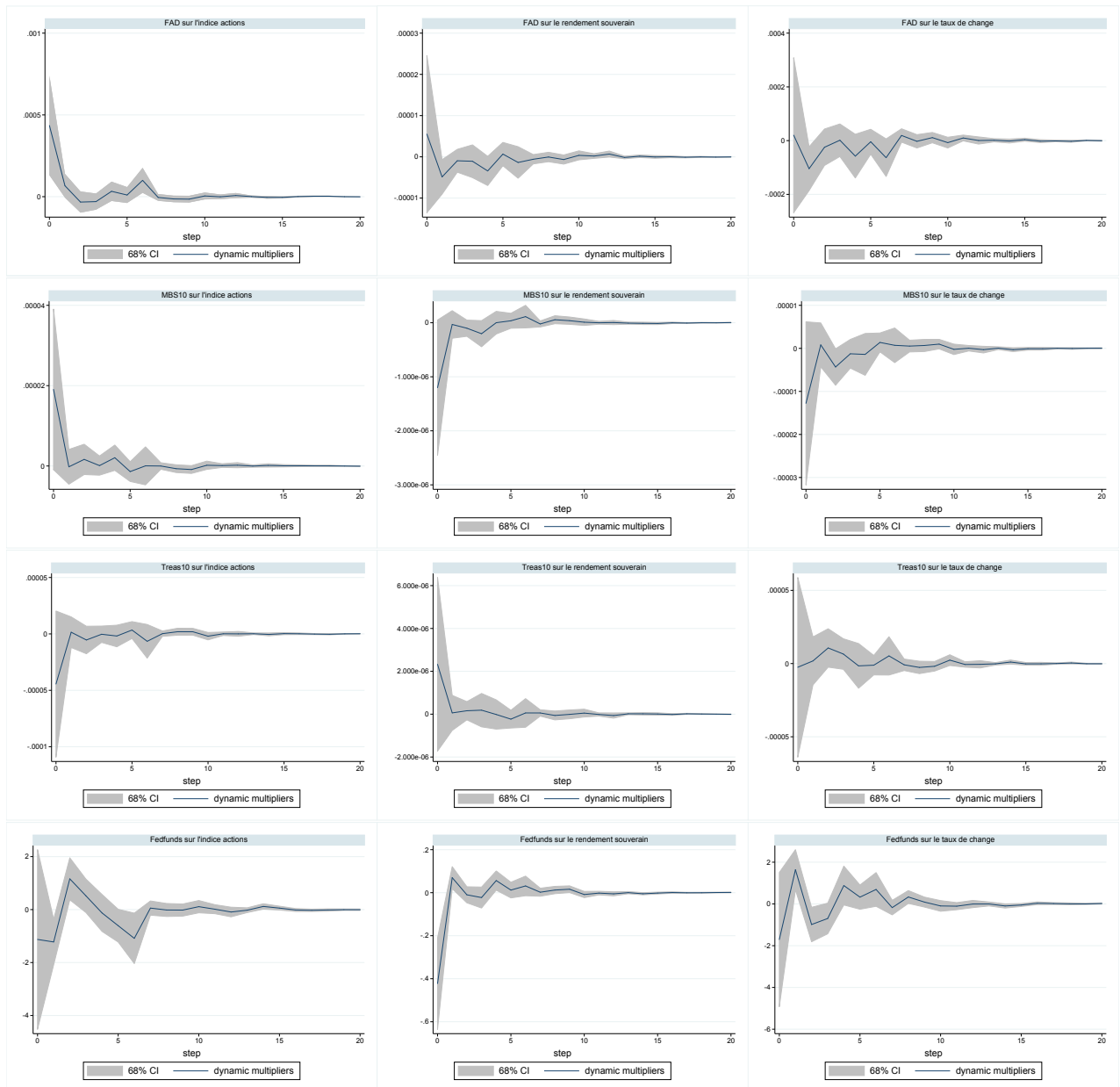


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.8 – Fonction d'impulsion pour la Colombie, période de normalisation



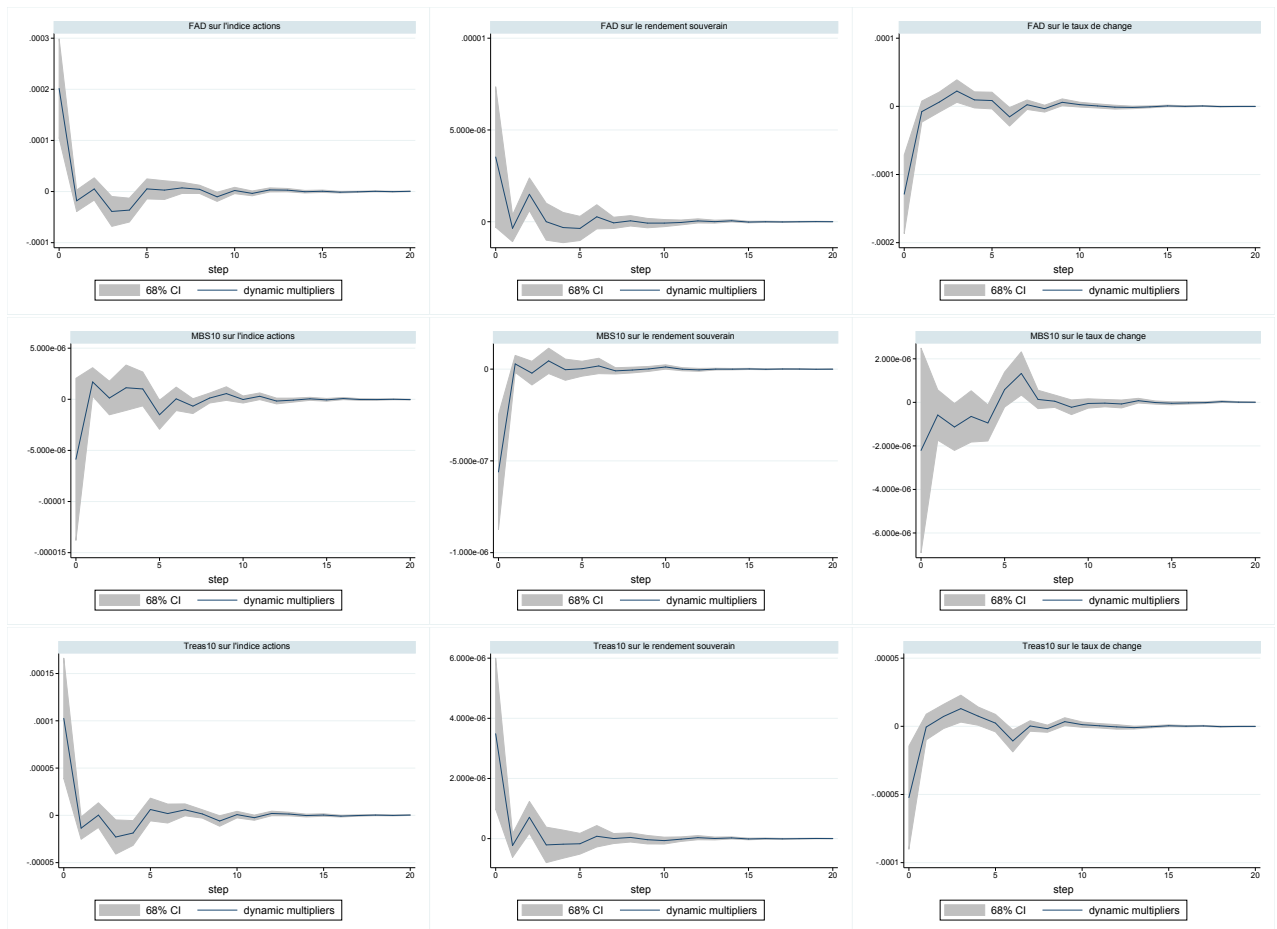
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.5 Corée du Sud

FIGURE E.9 – Fonction d'impulsion pour la Corée du Sud, période expansionniste

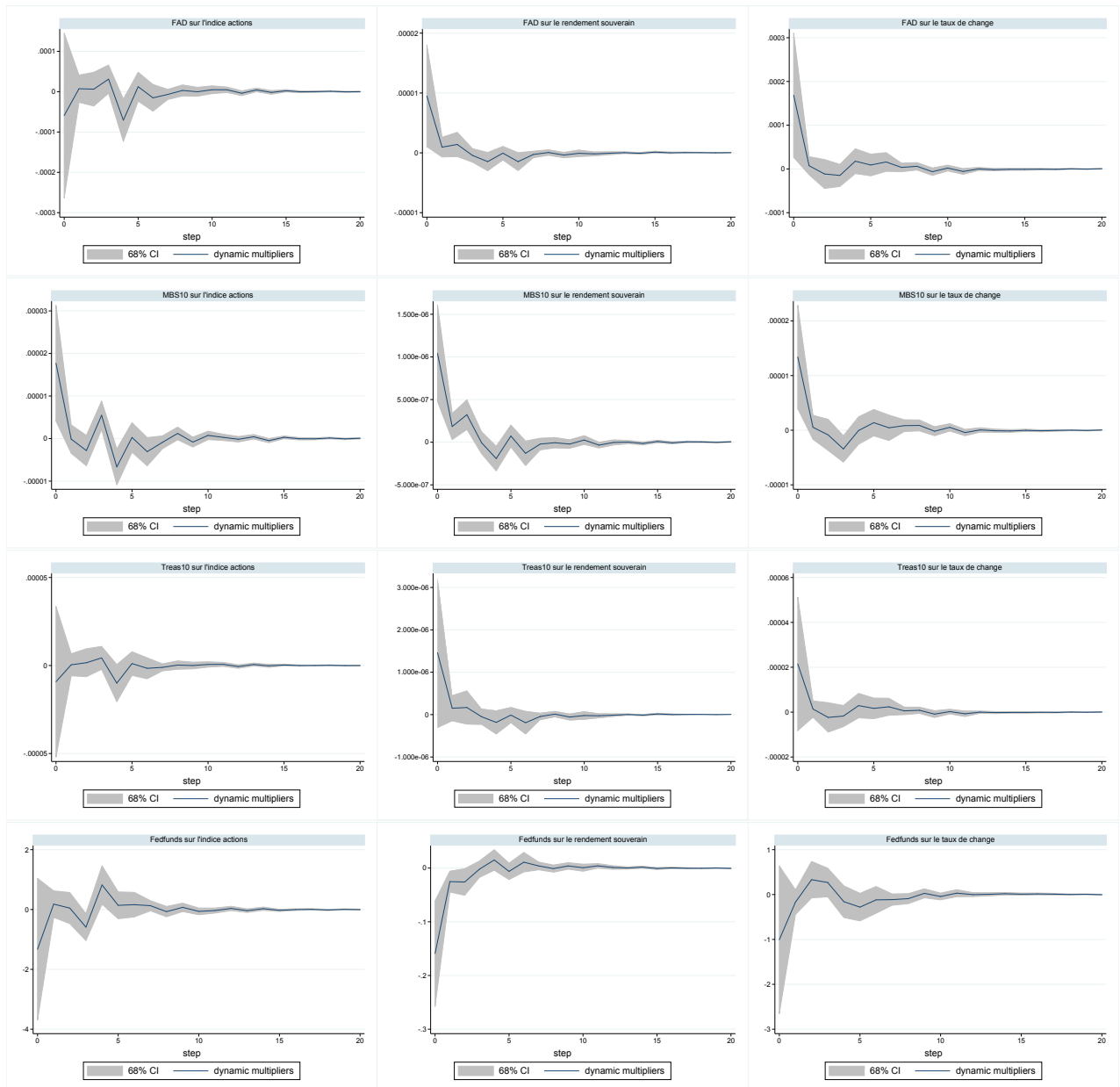


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.10 – Fonction d'impulsion pour la Corée du Sud, période de normalisation



En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

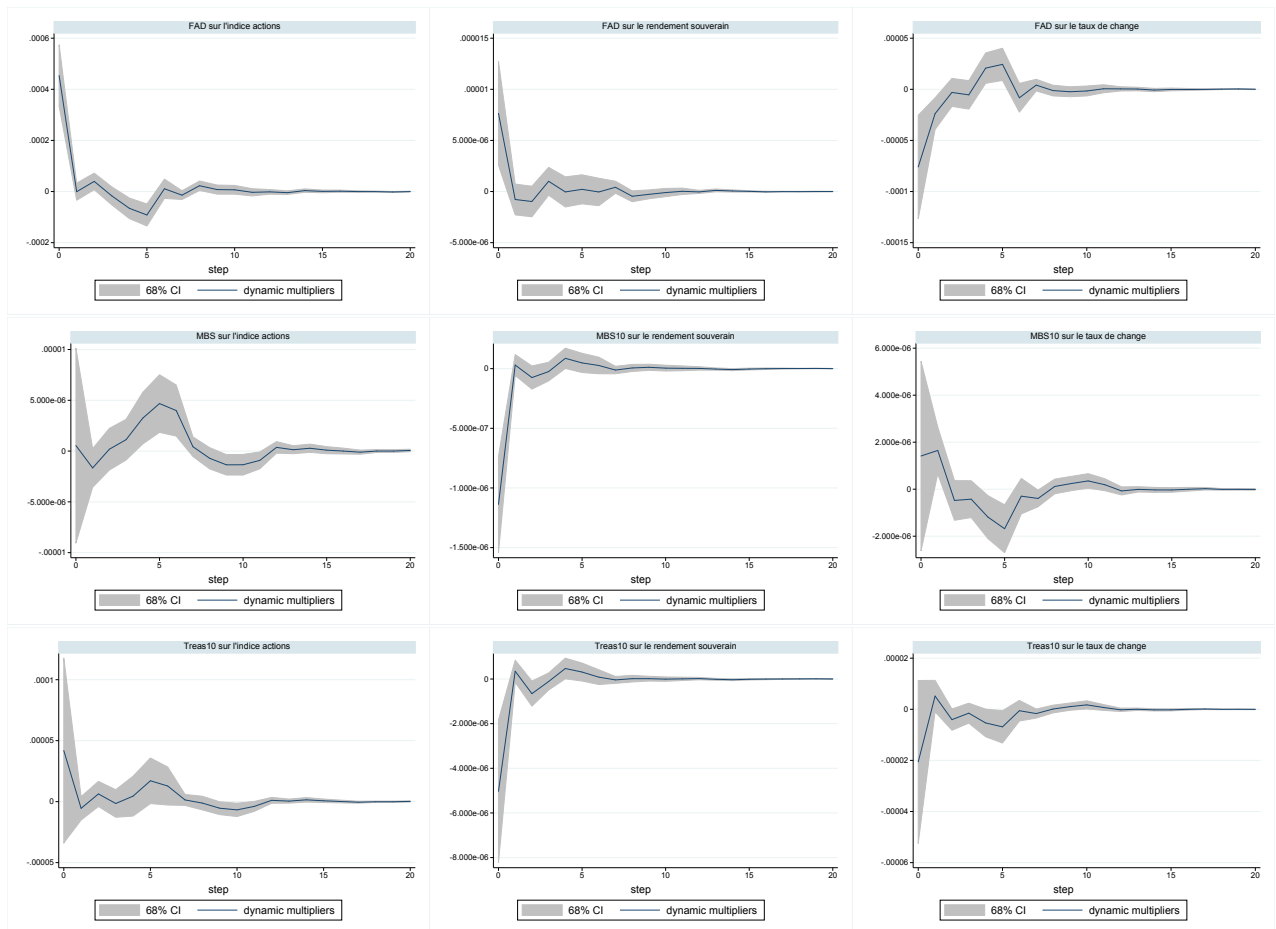
En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.



## E.6 Inde

FIGURE E.11 – Fonction d'impulsion pour l'Inde, période expansionniste

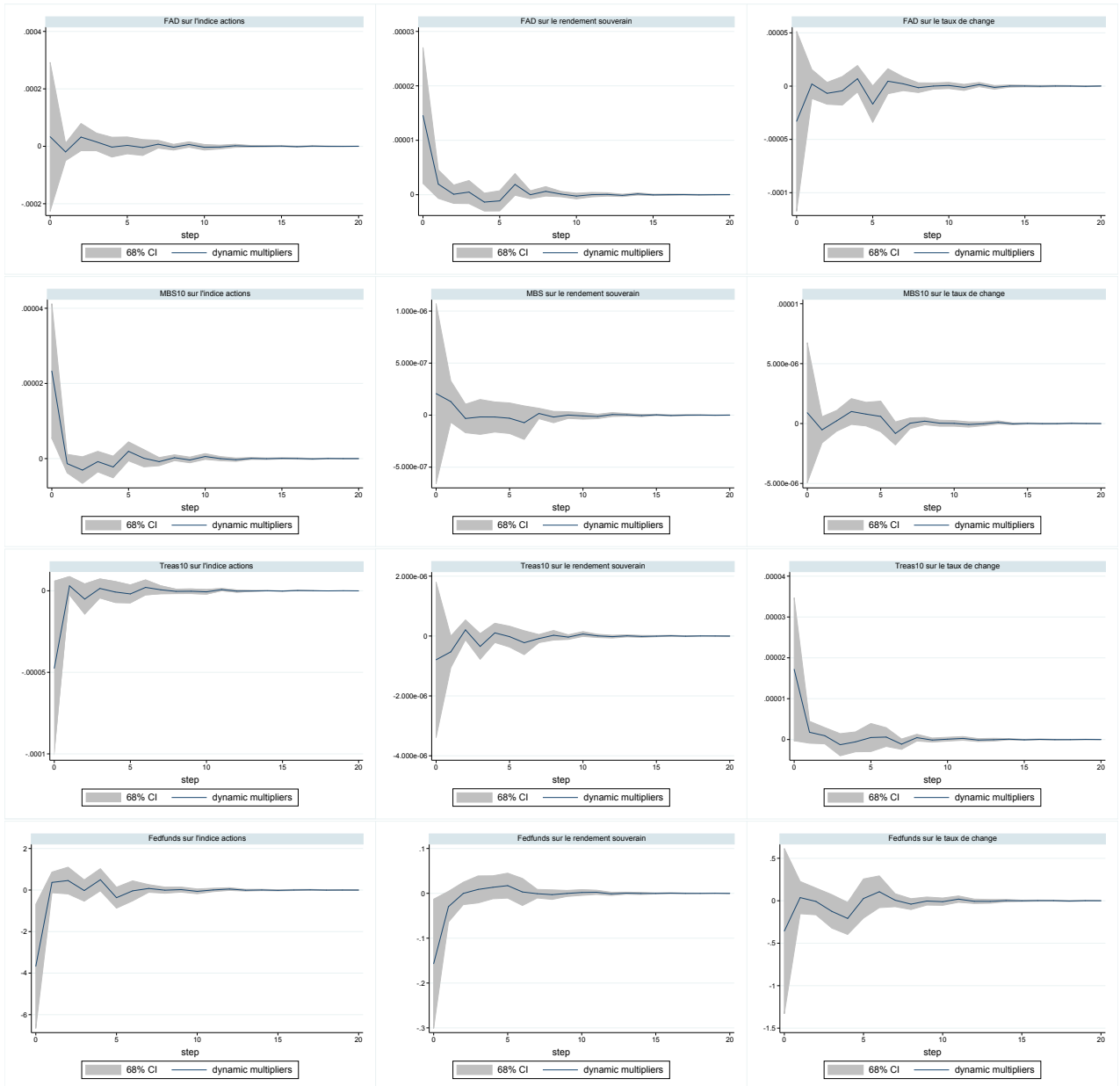


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.12 – Fonction d’impulsion pour l’Inde, période de normalisation



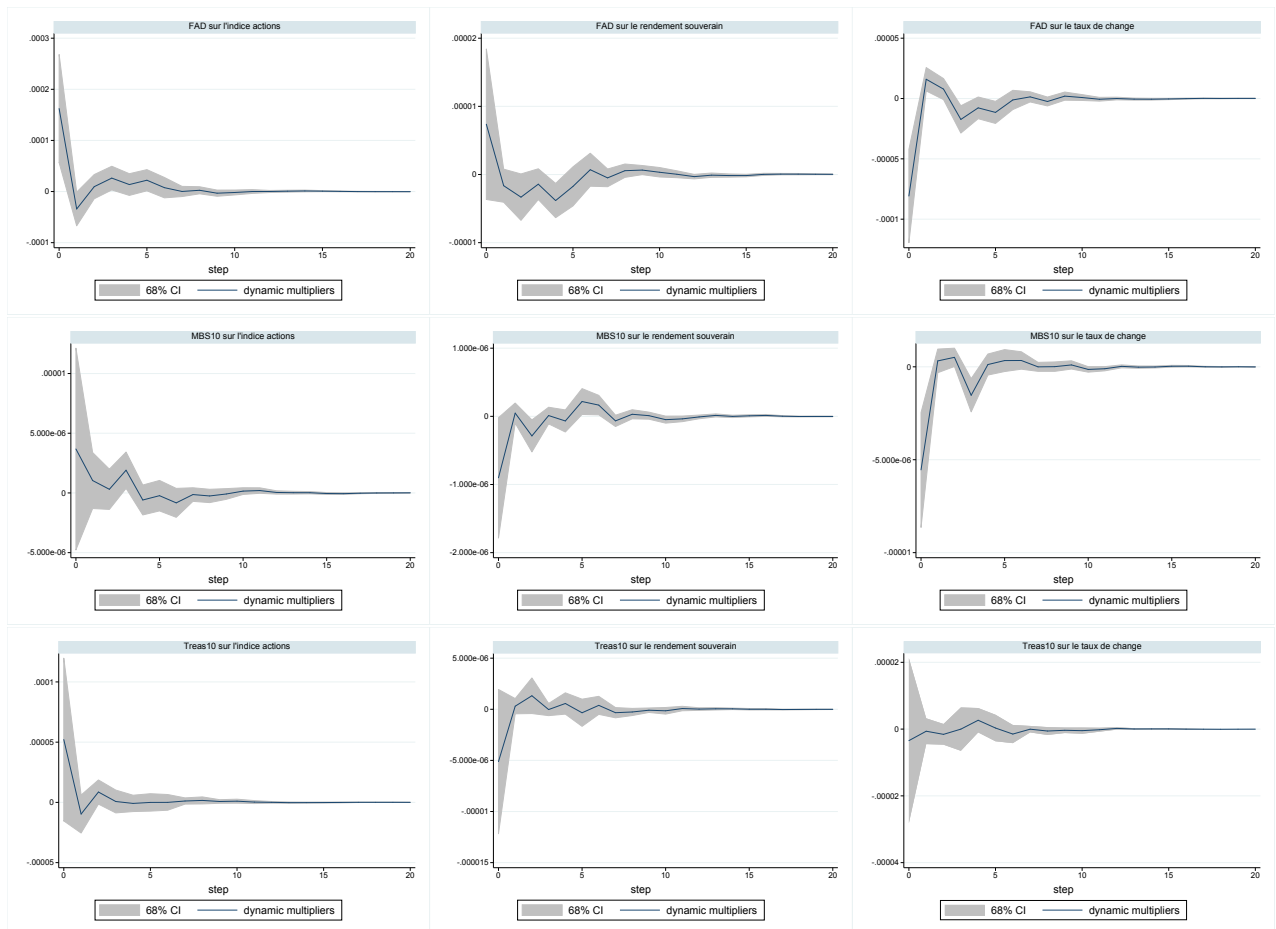
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.7 Indonésie

FIGURE E.13 – Fonction d'impulsion pour l'Indonésie, période expansionniste

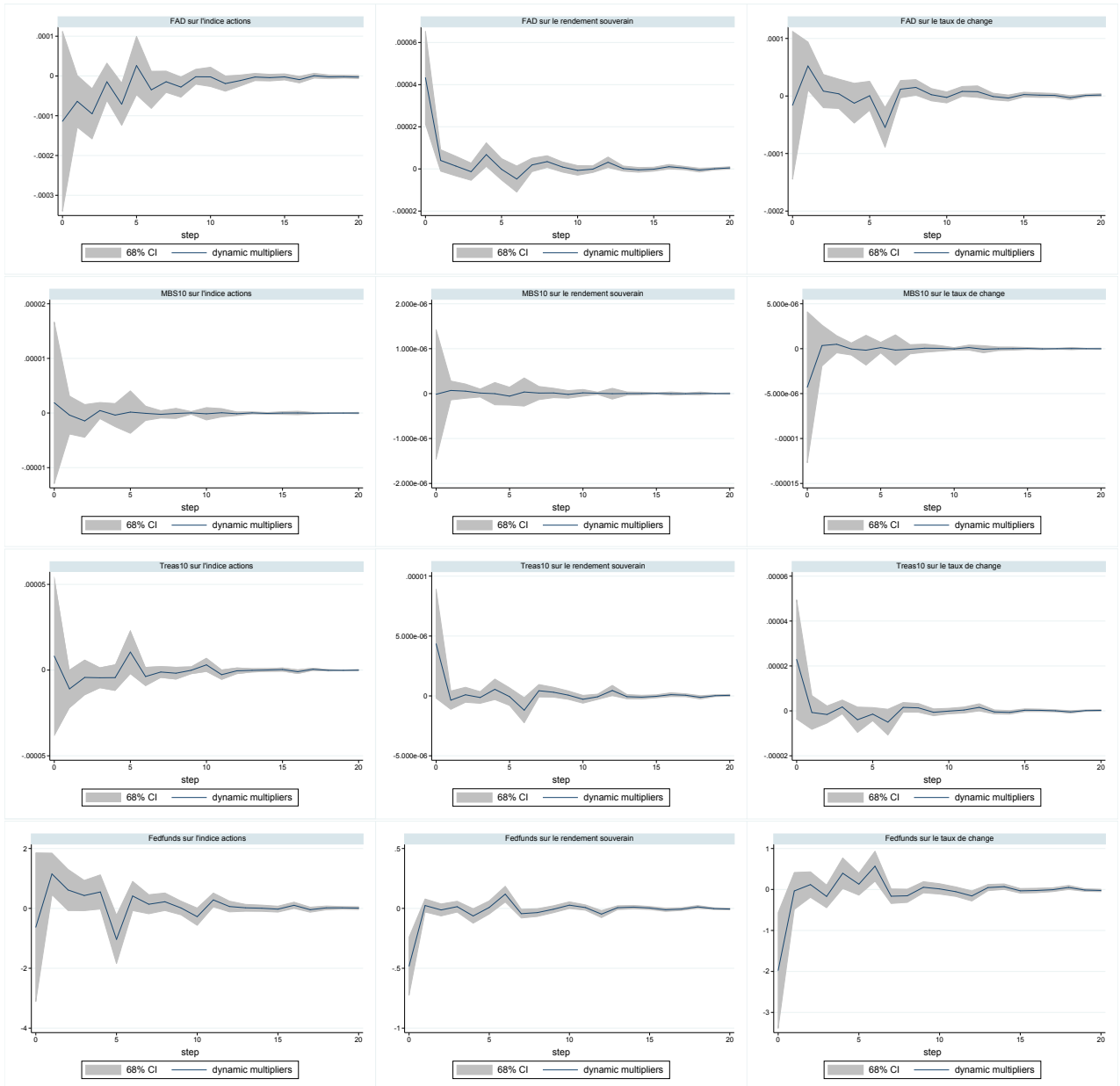


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.14 – Fonction d’impulsion pour l’Inde, période de normalisation



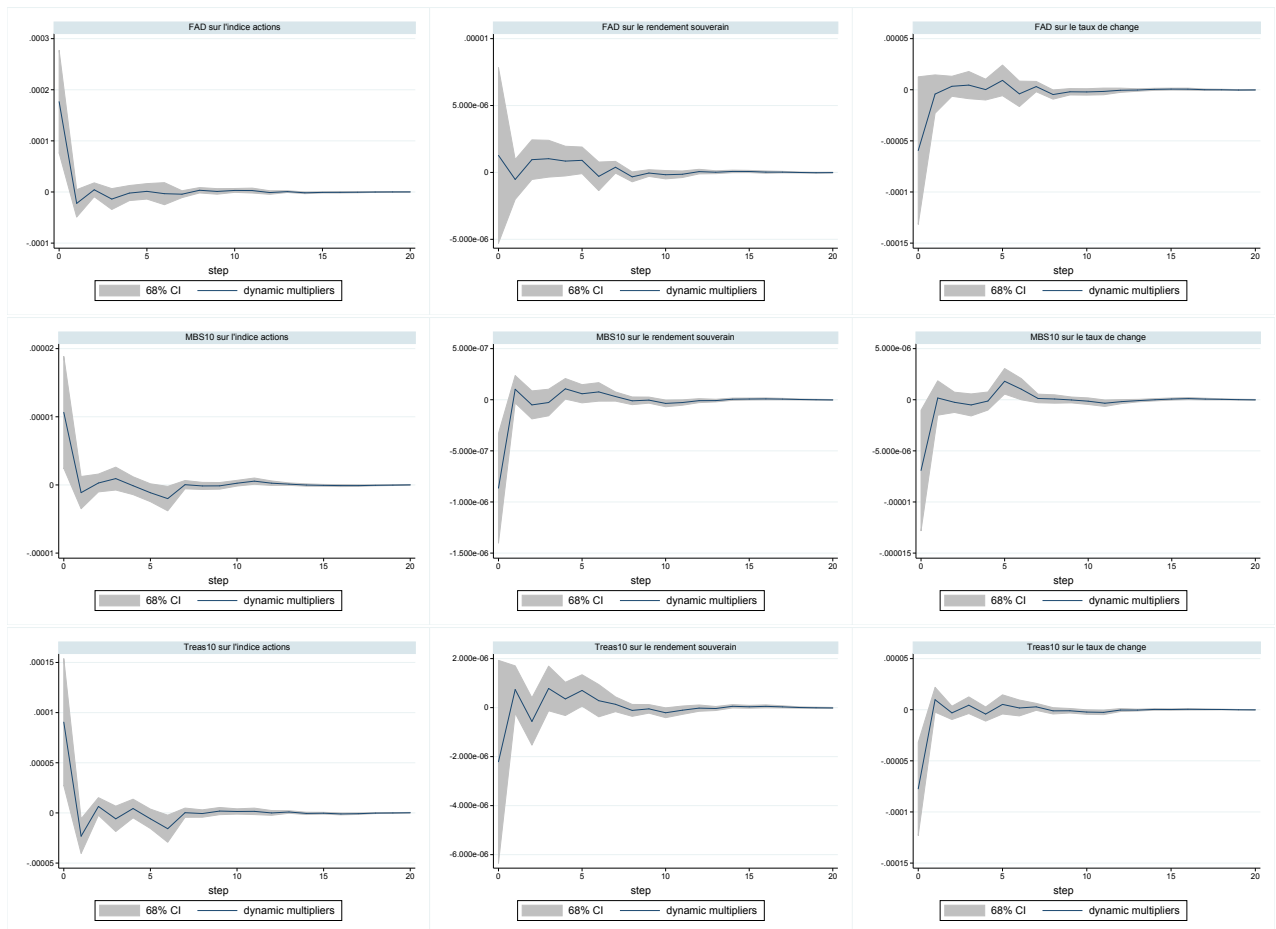
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.8 Mexique

FIGURE E.15 – Fonction d'impulsion pour le Mexique, période expansionniste

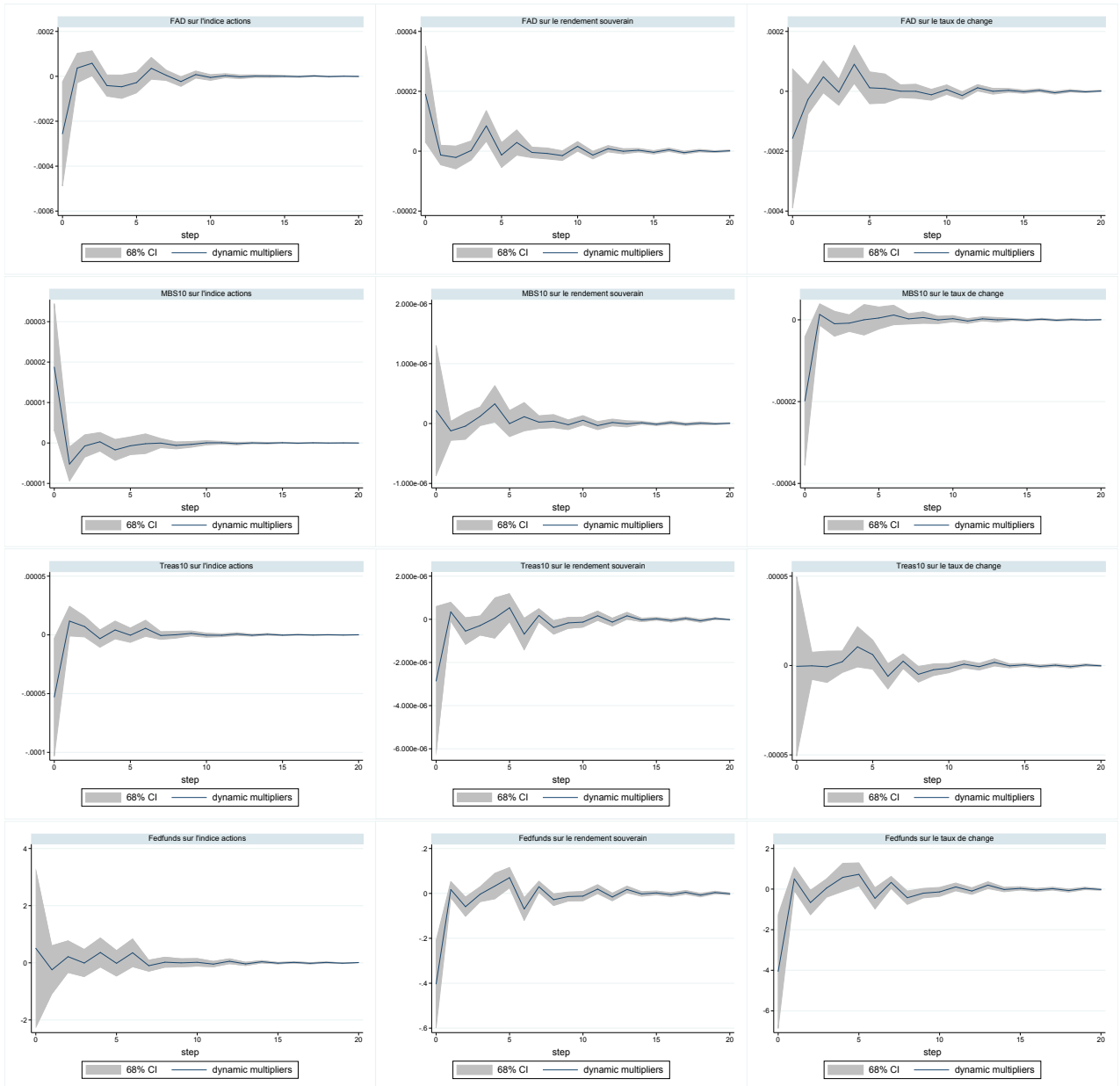


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.16 – Fonction d’impulsion pour le Mexique, période de normalisation



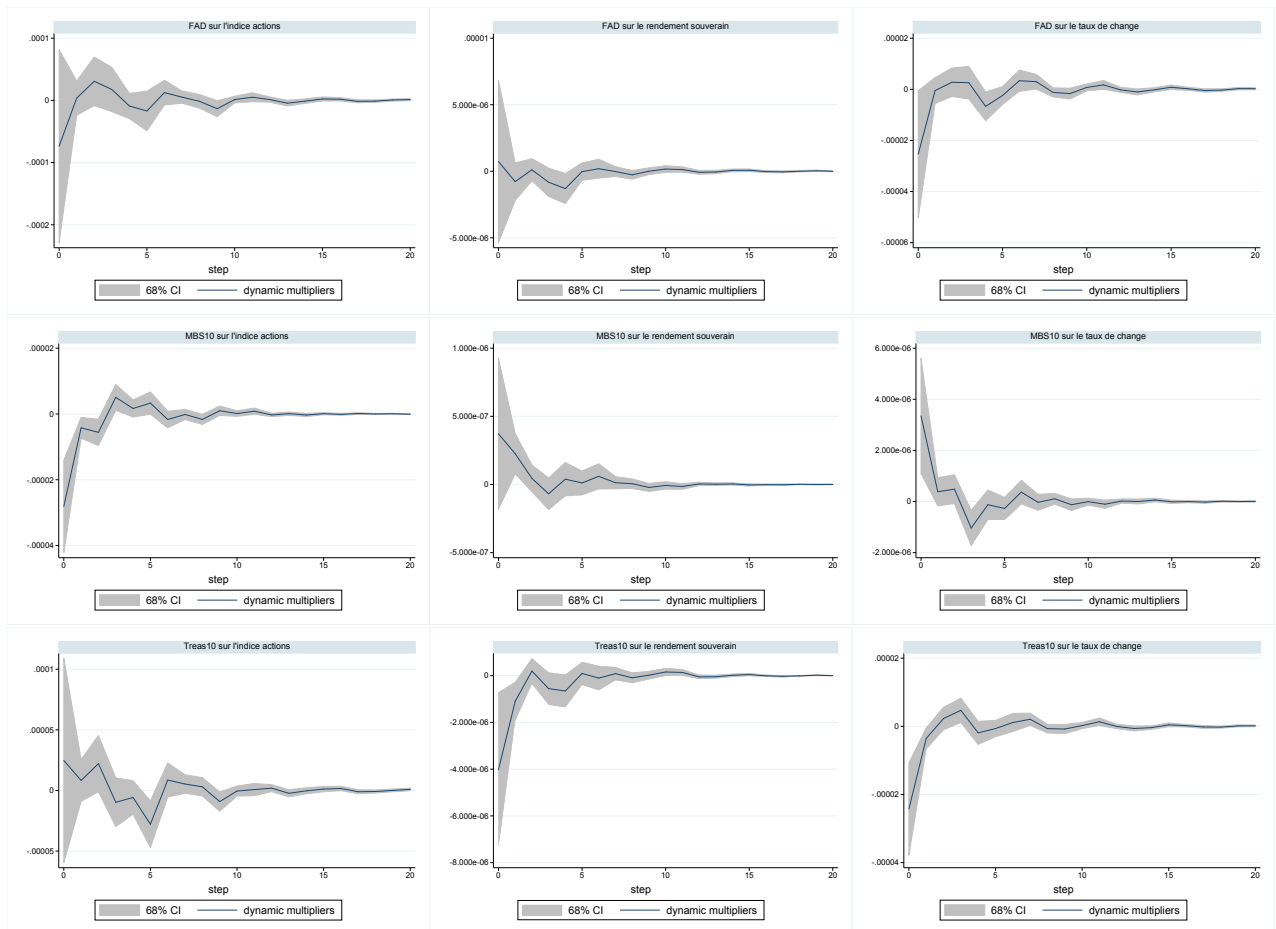
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.9 Pérou

FIGURE E.17 – Fonction d'impulsion pour le Pérou, période expansionniste

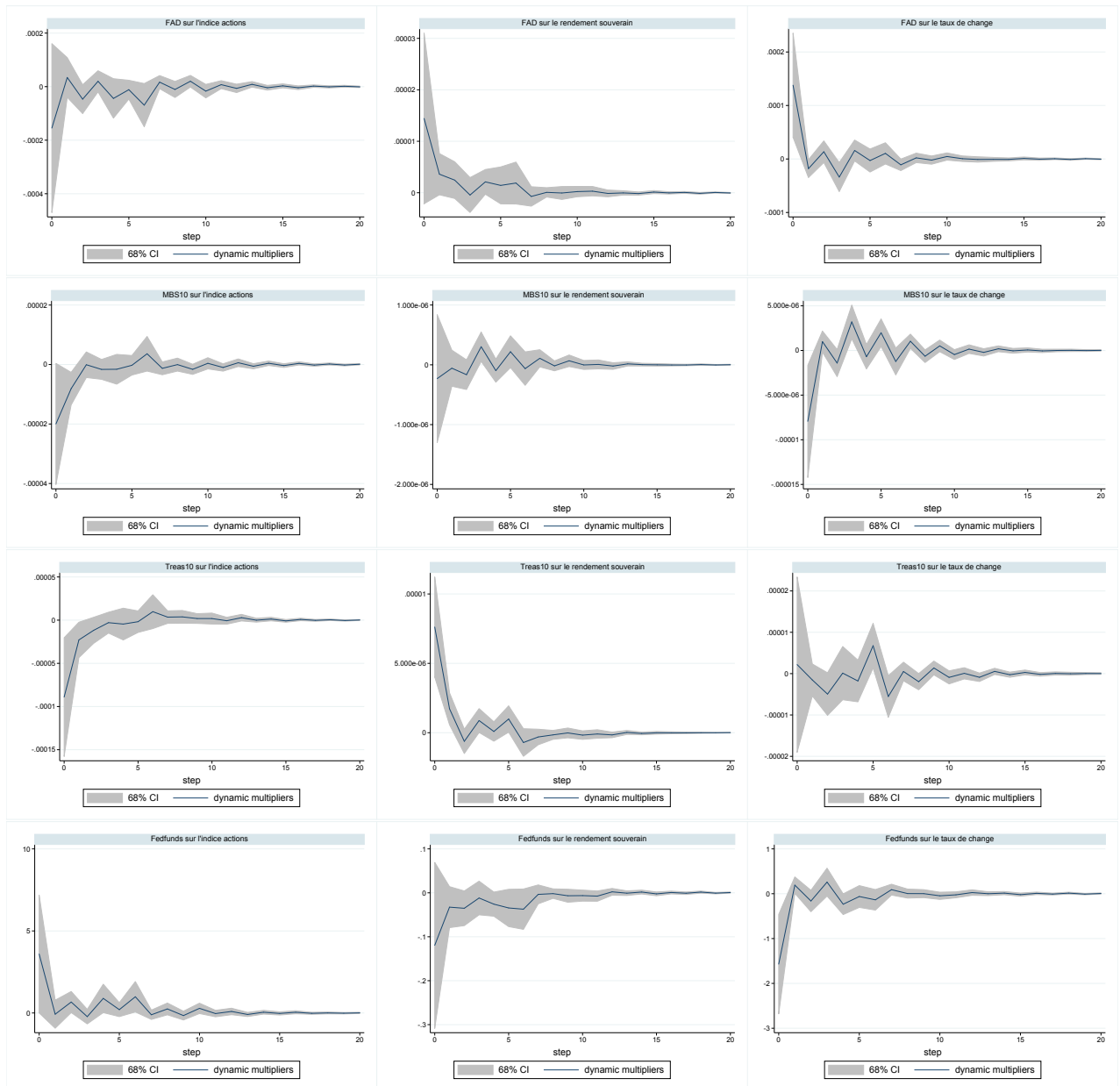


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.18 – Fonction d'impulsion pour le Pérou, période de normalisation



En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

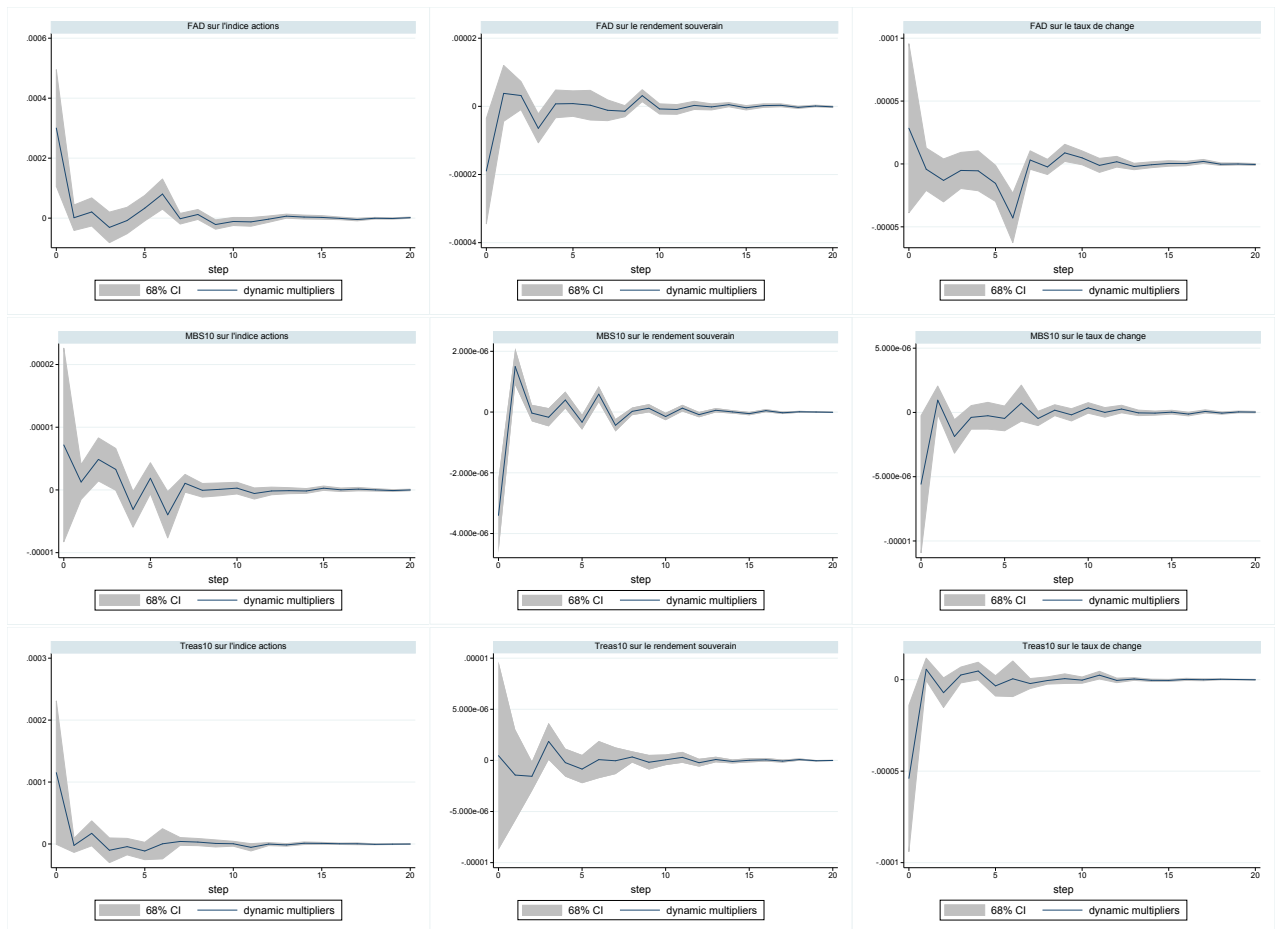
En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.



## E.10 Russie

FIGURE E.19 – Fonction d'impulsion pour la Russie, période expansionniste

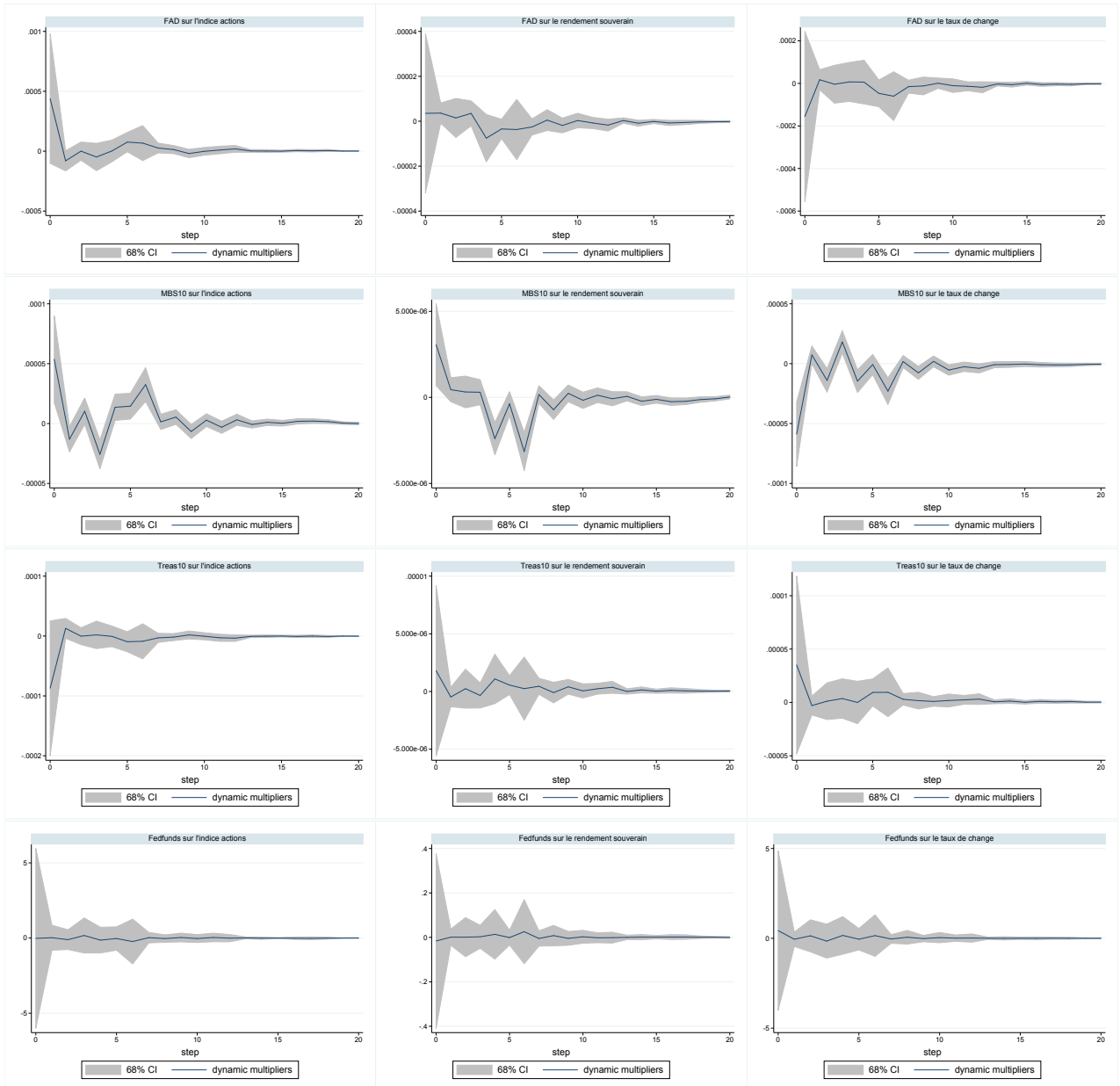


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.20 – Fonction d’impulsion pour la Russie, période de normalisation



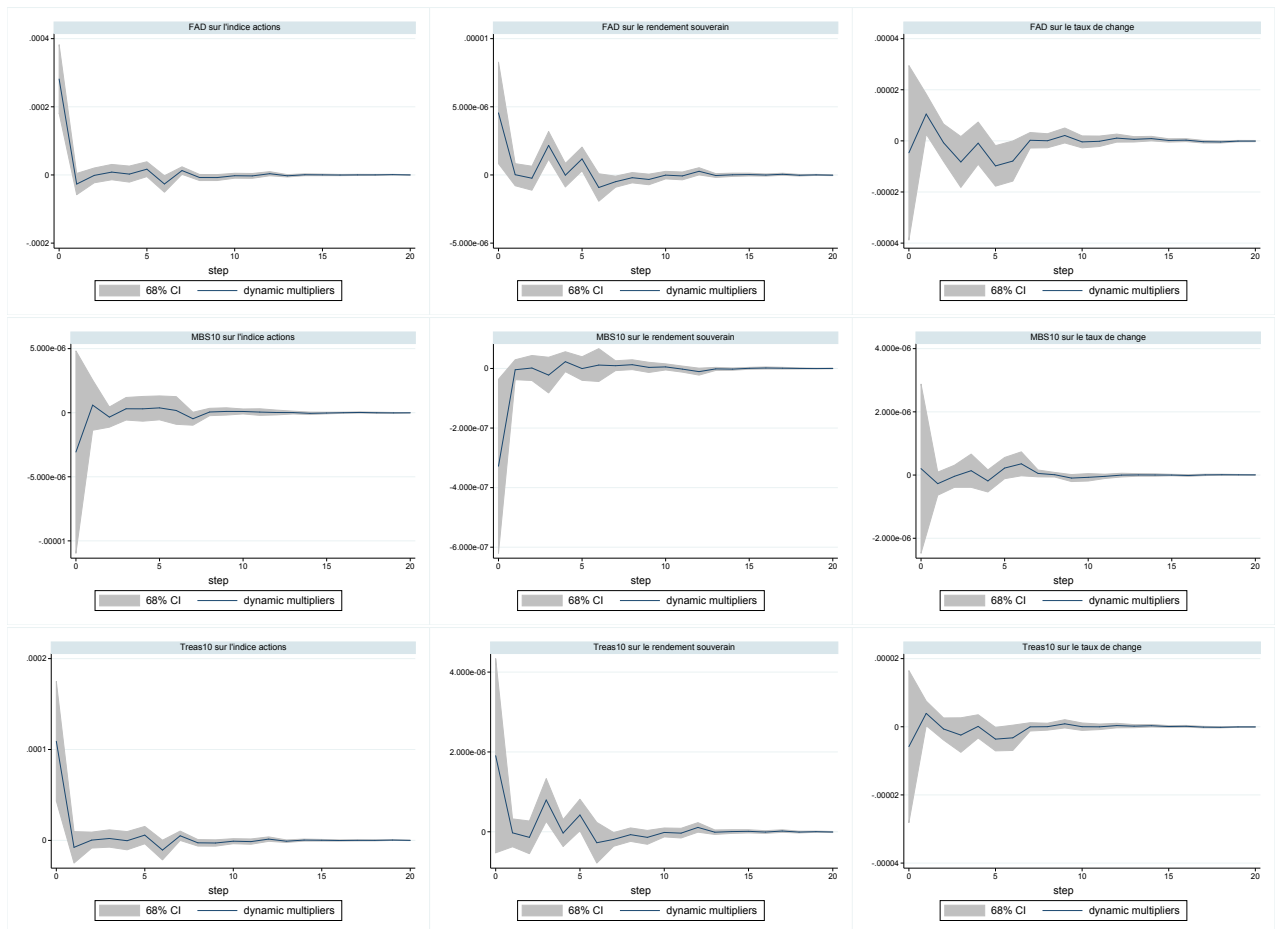
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.11 Singapour

FIGURE E.21 – Fonction d'impulsion pour Singapour, période expansionniste

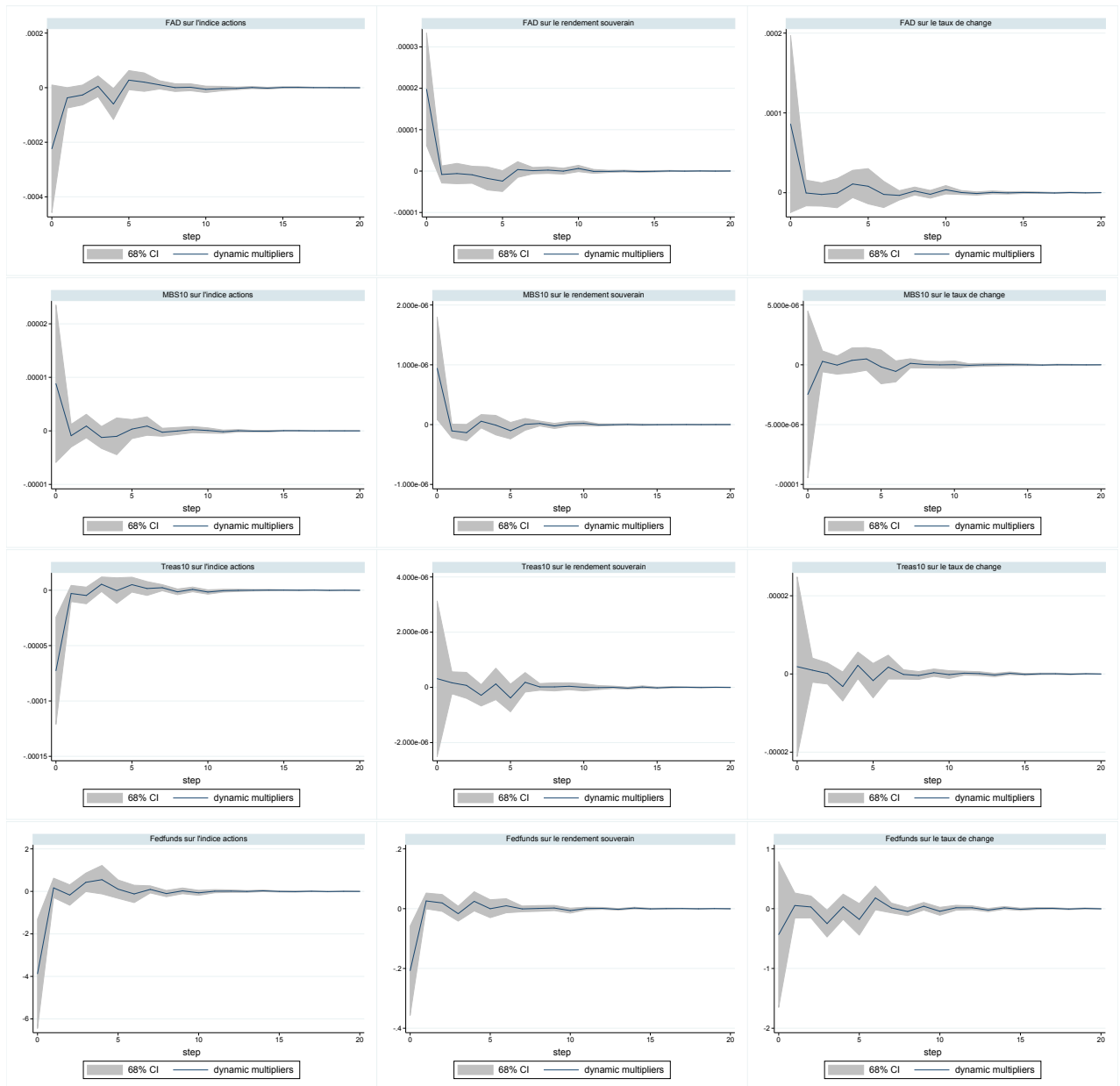


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.22 – Fonction d’impulsion pour Singapour, période de normalisation



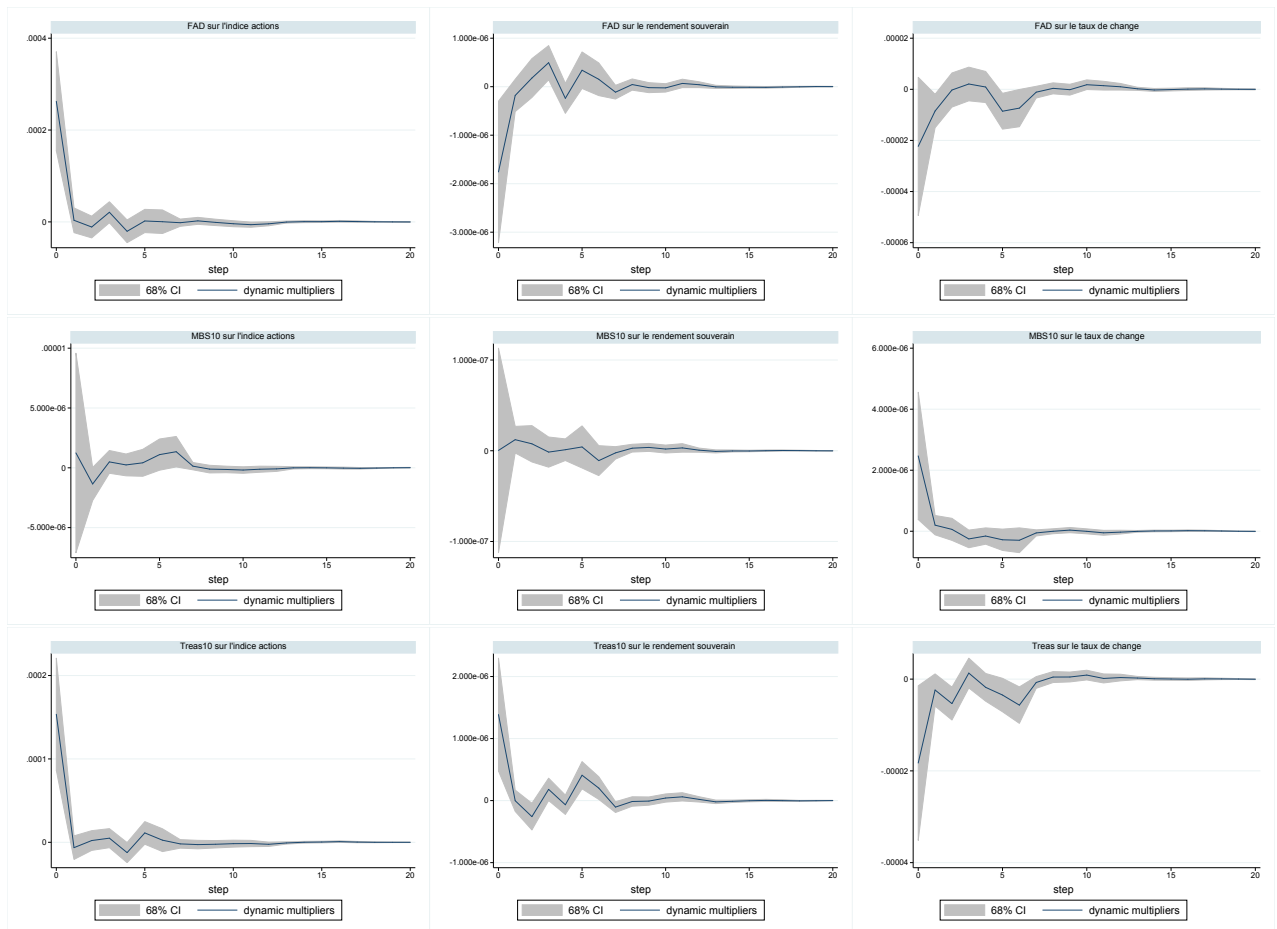
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.12 Taiwan

FIGURE E.23 – Fonction d'impulsion pour Taïwan, période expansionniste

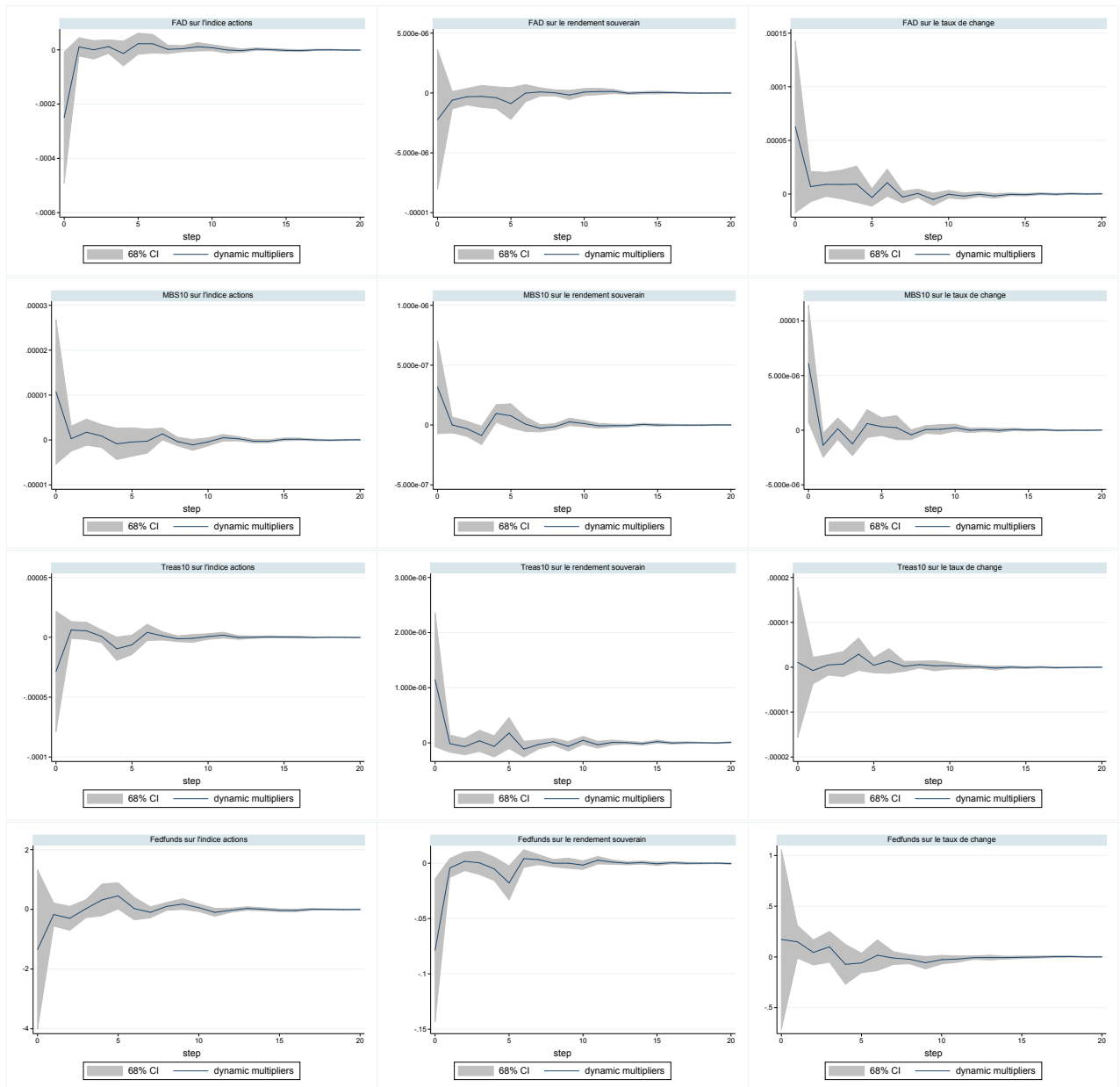


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.24 – Fonction d'impulsion pour Taïwan, période de normalisation



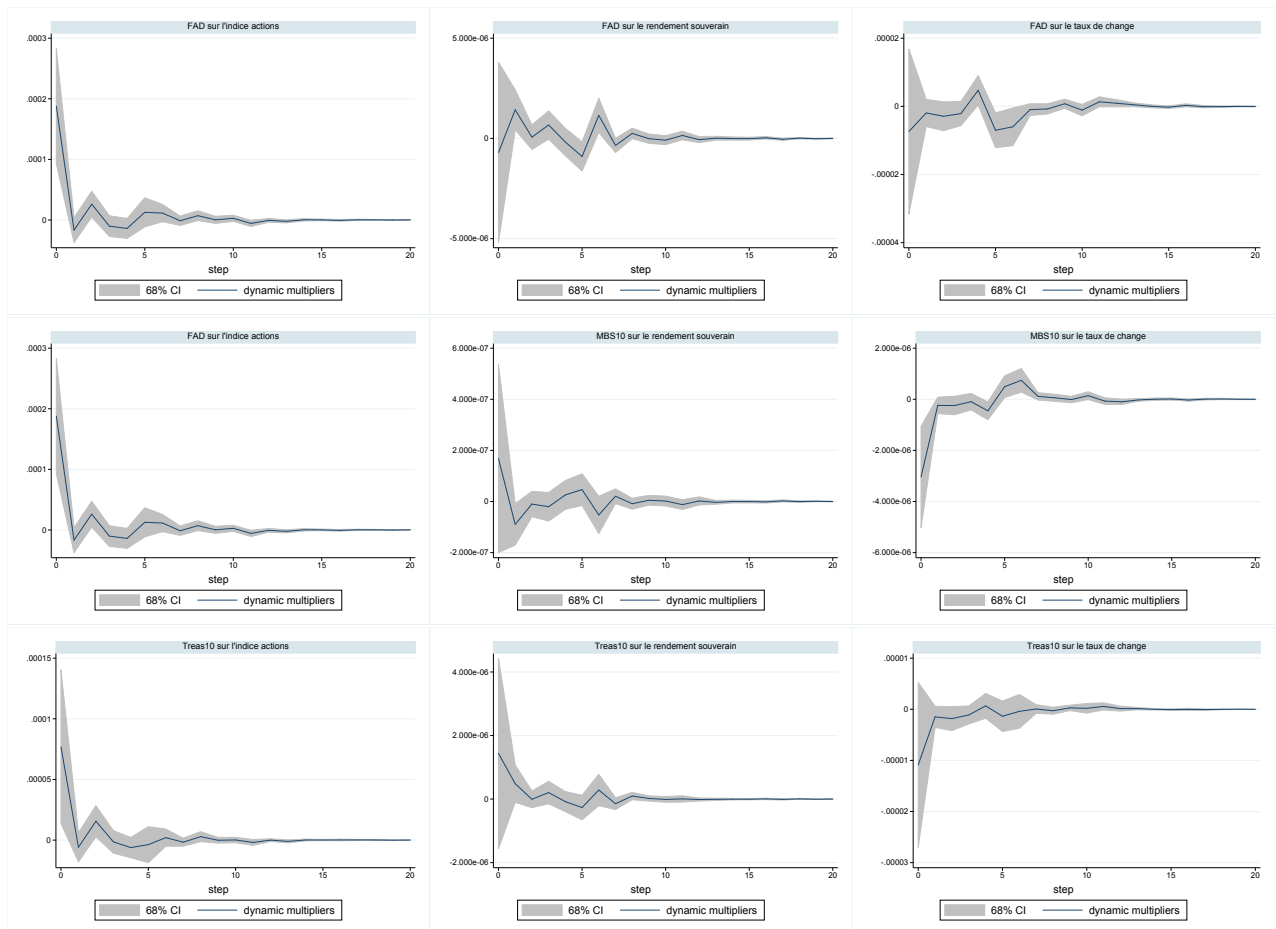
En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

## E.13 Thaïlande

FIGURE E.25 – Fonction d'impulsion pour la Thaïlande, période expansionniste

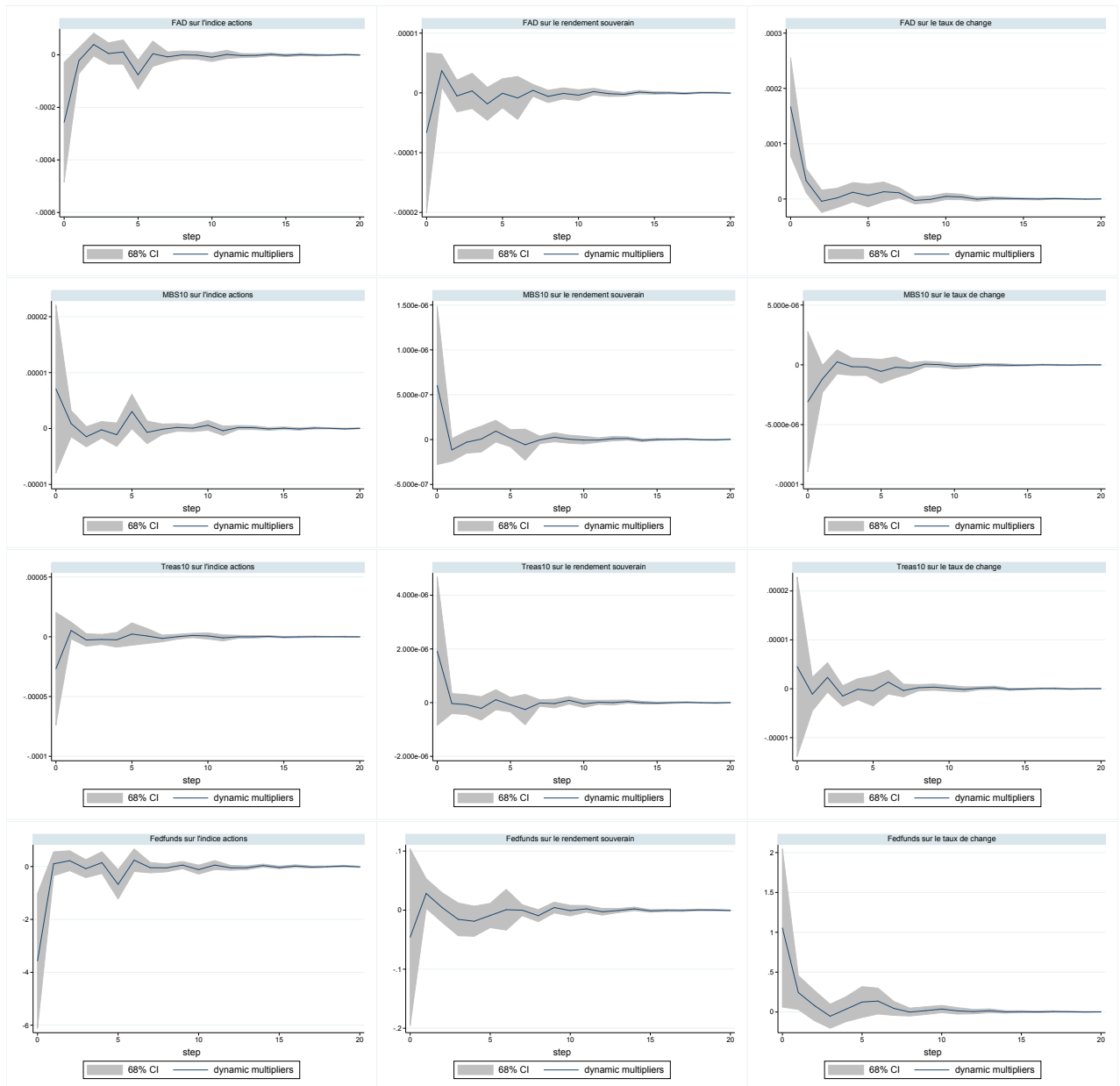


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.26 – Fonction d’impulsion pour la Thaïlande, période de normalisation



En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

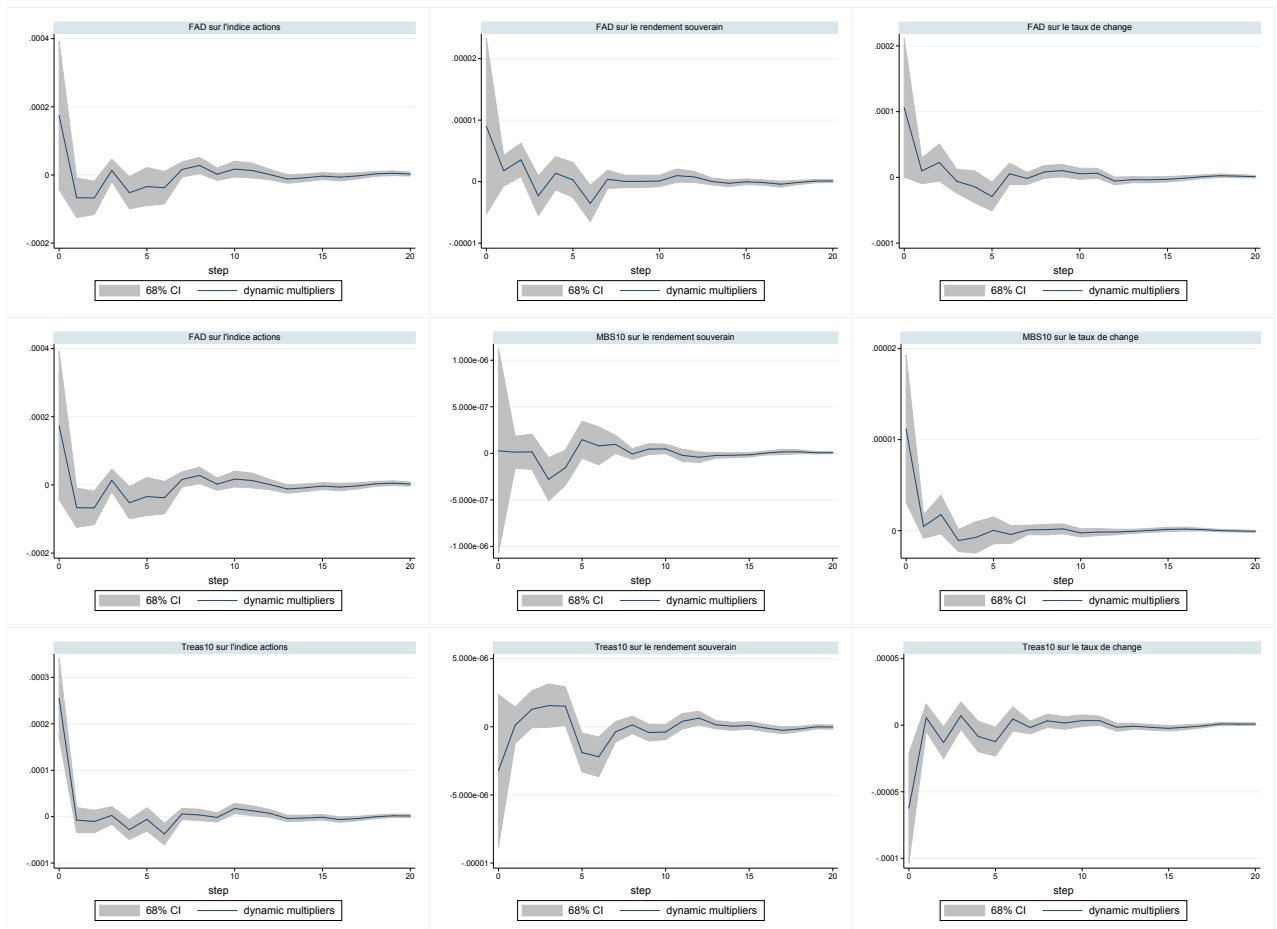
En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.



## E.14 Turquie

FIGURE E.27 – Fonction d'impulsion pour la Turquie, période expansionniste

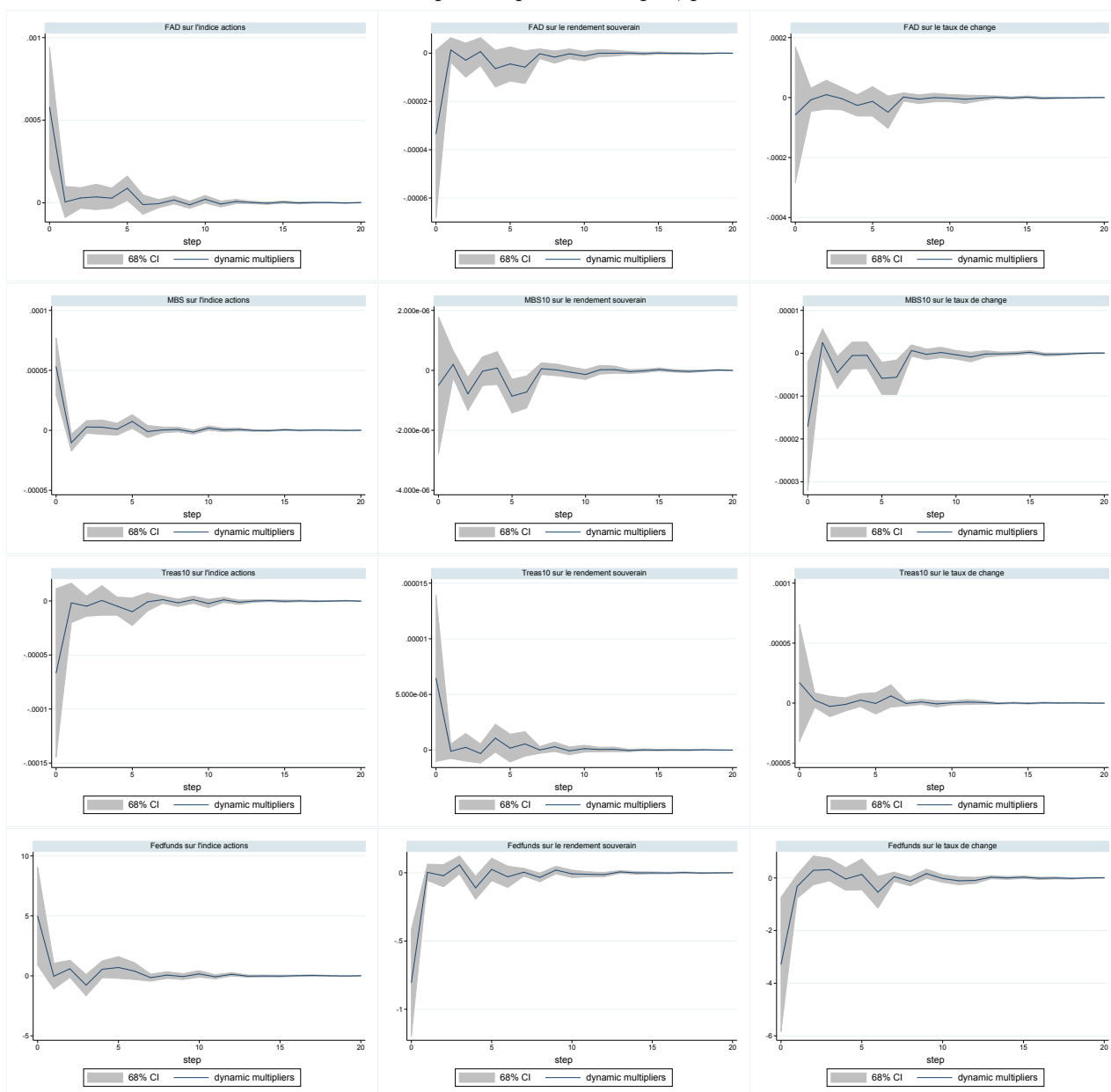


En ligne : FAD, MBS10, Treas10.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10 et rendement souverain en différence première.

FIGURE E.28 – Fonction d’impulsion pour la Turquie, période de normalisation



En ligne : FAD, MBS10, Treas10 et FedFunds.

En colonne : indice actions, rendement souverain, taux de change.

Indice actions, et taux de change en log différence, FAD, MBS10, Treas10, Fedfunds et rendement souverain en différence première.

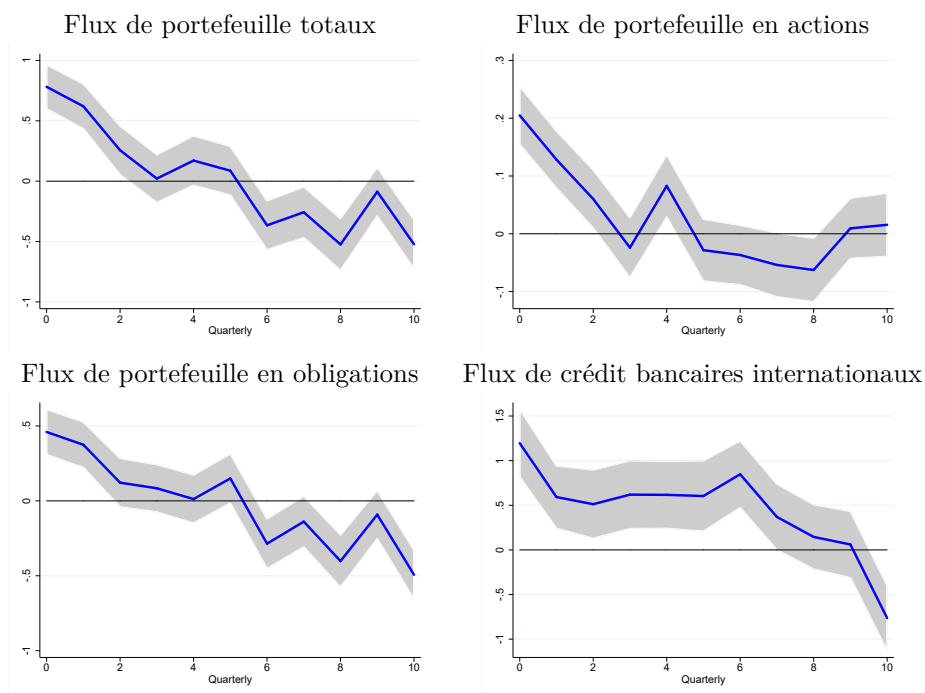


## Annexe F

# Partie III chapitre 3 : Projection Locale

### F.1 Projection locale sans non-linéarités

FIGURE F.1 – Effet d'un choc d'un écart type d'EBP sur les flux de capitaux bruts entrants



## F.2 Projection locale avec interpolation linéaire par spline cubique

FIGURE F.2 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille totaux entrants, interpolation linéaire

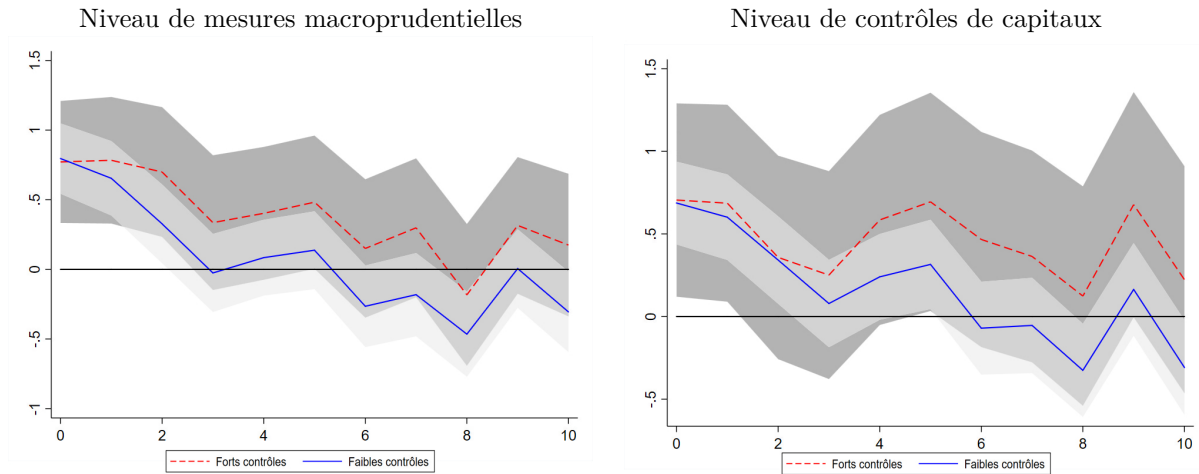


FIGURE F.3 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en actions entrants, interpolation linéaire

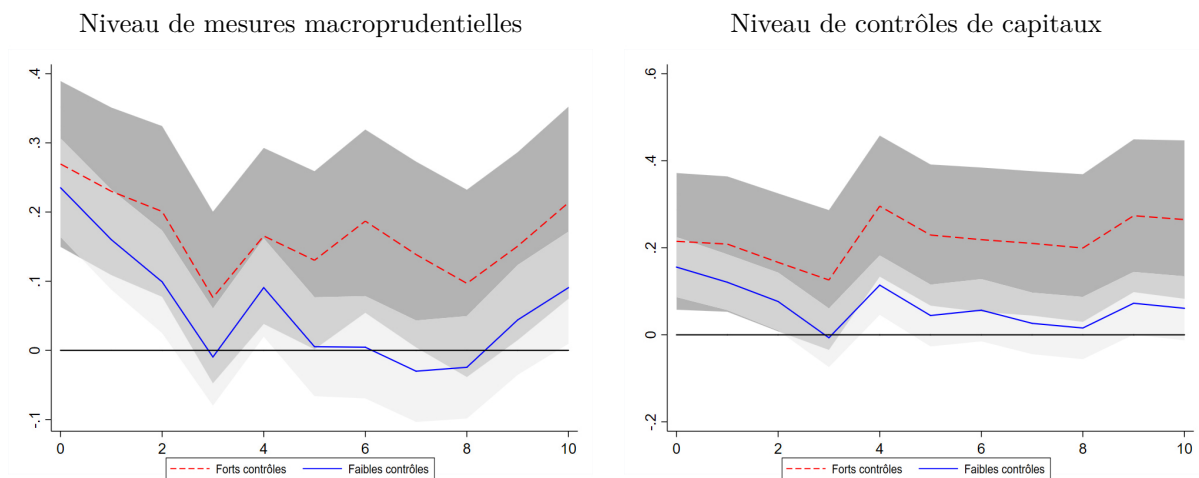


FIGURE F.4 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de portefeuille en obligations entrants, interpolation linéaire

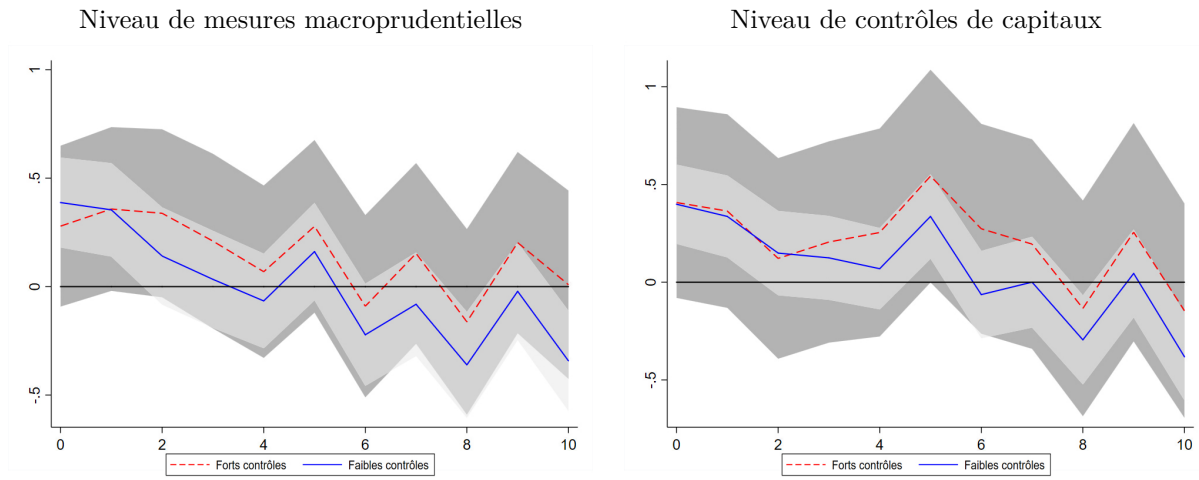
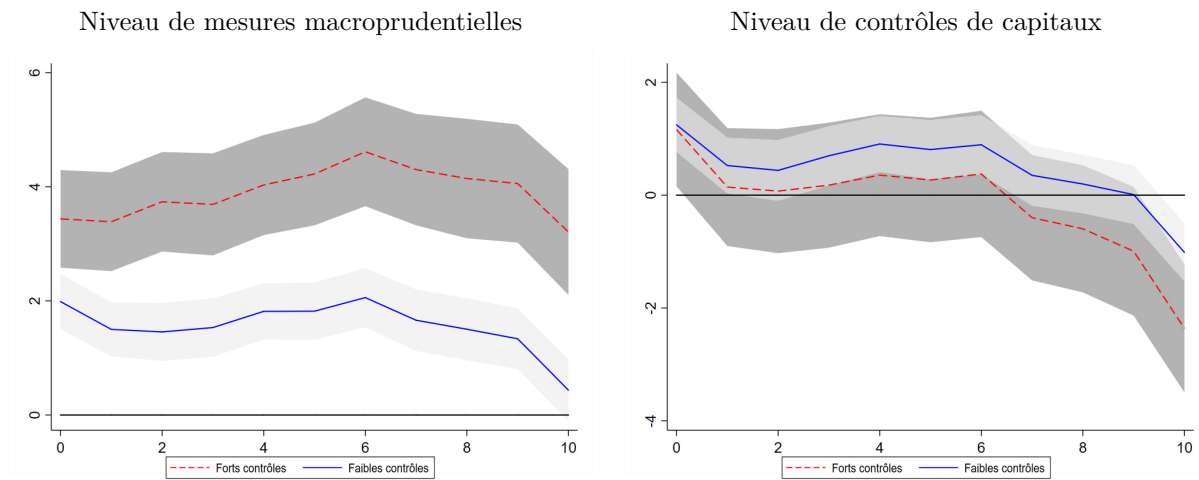


FIGURE F.5 – Effet d'un choc d'un écart-type d'EBP sur les flux de crédits bancaires internationaux entrants, interpolation linéaire





# Bibliographie

- AGLIETTA, M. et COUDERT, V. (2014). *Le dollar et le système monétaire international*. La Découverte.
- AGUIRRE, A., BAUDUCCO, S. et SARAIVA, D. (2017). Capital flows, macro-prudential policies and capital controls. Working Paper.
- AHMED, S. et ZLATE, A. (2014). Capital flows to emerging market economies : A brave new world? *Journal of International Money and Finance*, 48, Part B:221–248.
- AHMED HANNAN, S. (2018). Revisiting the determinants of capital flows to emerging markets—a survey of the evolving literature. Working Paper 214, International Monetary Fund.
- AIZENMAN, J. et BINICI, M. (2016). Exchange market pressure in oecd and emerging economies : Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. *Journal of International Money and Finance*, 66:65–87.
- AIZENMAN, J., BINICI, M. et HUTCHISON, M. M. (2014). The Transmission of Federal Reserve Tapering News to Emerging Financial Markets. Working Paper 19980, National Bureau of Economic Research.
- AIZENMAN, J., CHINN, M. D. et ITO, H. (2016). Balance sheet effects on monetary and financial spillovers : The east asian crisis plus 20. Working Paper 22737, National Bureau of Economic Research.
- AIZENMAN, J., CHINN, M. D. et ITO, H. (2017). Financial spillovers and macroprudential policies. Working Paper 24105, National Bureau of Economic Research.
- AIZENMAN, J., JINJARAK, Y. et PARK, D. (2013). Capital flows and economic growth in the era of financial integration and crisis, 1990–2010. *Open Economies Review*, 24(3):371–396.
- AIZENMAN, J. et PASRICHA, G. K. (2013). Why do emerging markets liberalize capital outflow controls? fiscal versus net capital flow concerns. *Journal of International Money and Finance*, 39:28 – 64.
- ALBAGLI, E., CEBALLOS, L., CLARO, S. et ROMERO, D. (2018). Channels of us monetary policy spillovers to international bond markets. Working Paper 719, Bank for International Settlements.
- ALBEROLA, E., ERCE, A. et SERENA, J. M. (2016). International reserves and gross capital flows dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 60:151 – 171.
- ALFARO, L., KALEMLI-OZCAN, S. et VOLOSOVYCH, V. (2005). Why doesn't capital flow from rich to poor countries? an empirical investigation. Working Paper 11901, National Bureau of Economic Research.
- ALLEGRET, J.-P. (2000). Quel rôle pour les contrôles des mouvements internationaux de capitaux dans la nouvelle architecture du système financier international? *Economie Internationale*, (81):77–108.
- ALLEGRET, J.-P., COUHARDE, C. et GUILLAUMIN, C. (2012). The impact of external shocks in east asia : Lessons from a structural var model with block exogeneity. *Economie internationale*, (4):35–89.
- ALON, T. et SWANSON, E. (2011). Operation Twist and the Effect of Large-Scale Asset Purchases. *Economic Letters* 2011-13, FRBSF.



- ANAYA, P., HACHULA, M. et OFFERMANN, C. J. (2017). Spillovers of u.s. unconventional monetary policy to emerging markets : The role of capital flows. *Journal of International Money and Finance*, 73:275 – 295.
- APOSTOLOU, A. et BEIRNE, J. (2017). Volatility spillovers of federal reserve and ecb balance sheet expansions to emerging market economies. Working Paper 2044, European Central Bank.
- ARAÚJO, A., SCHOMMER, S. et WOODFORD, M. (2013). Conventional and unconventional monetary policy with endogenous collateral constraints. Working Paper 19711, National Bureau of Economic Research.
- ARIAS, J., RUBIO-RAMIREZ, J. F. et WAGGONER, D. F. (2014). Inference based on svar identified with sign and zero restrictions : theory and applications. Discussion Paper DP9796, Centre for Economic Policy Research.
- ARIYOSHI, A., KIRILENKO, A. A., ÖTKER, I., LAURENS, B. J., KRILJENKO, J. I. C., HABERMEIER, K. F. et al. (2000). *Capital Controls : Country Experiences with Their Use and Liberalization*. International Monetary Fund.
- ARORA, V., CERISOLA, M. et al. (2001). How does us monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? *IMF Staff Papers*, 48.
- AUERBACH, A. J. et GORODNICHENKO, Y. (2012). *Fiscal Multipliers in Recession and Expansion*, pages 63–98. University of Chicago Press.
- AYSAN, A. F., FENDOGLU, S. et KILINC, M. (2014). Managing short-term capital flows in new central banking : unconventional monetary policy framework in turkey. *Eurasian Economic Review*, 4(1):45–69.
- BAKS, K. et KRAMER, C. F. Global liquidity and asset prices : Measurement, implications, and spillovers. Working Paper WP/99/168, International Monetary Fund.
- BALKE, N. S. et EMERY, K. M. (1994). Understanding the price puzzle. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Dallas*, page 15.
- BARROSO, J. B. R., da SILVA, L. A. P. et SALES, A. S. (2016). Quantitative easing and related capital flows into brazil : measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation. *Journal of International Money and Finance*, 67:102–122.
- BARWELL, R. (2013). *Macroprudential policy : Taming the wild gyrations of credit flows, debt stocks and asset prices*. Springer.
- BASHER, S. A., HAUG, A. A. et SADORSKY, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1):227 – 240.
- BAUER, M. D. et NEELY, C. J. (2014). International channels of the Fed’s unconventional monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 44:24–46.
- BAUER, M. D. et RUDEBUSCH, G. D. (2013). The signaling channel for Federal Reserve bond purchases. Working Paper 2011-21, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- BEIRNE, J. et FRIEDRICH, C. (2017). Macroprudential policies, capital flows, and the structure of the banking sector. *Journal of International Money and Finance*, 75:47–68.
- BEKAERT, G., HOEROVA, M. et DUCA, M. L. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(7):771–788.
- BÉNASSY-QUÉRÉ, A., COEURÉ, B. et MIGNON, V. (2006). On the identification of de facto currency pegs. *Journal of the Japanese and international Economies*, 20(1):112–127.
- BÉNASSY-QUÉRÉ, A., FARHI, E., GOURINCHAS, P.-O., MISTRAL, J., PISANI-FERRY, J., REY, H. et al. (2011). *Réformer le système monétaire international*. Documentation Française.

- BENIGNO, G., CHEN, H., OTROK, C., REBUCCI, A. et YOUNG, E. R. (2016). Optimal capital controls and real exchange rate policies : A pecuniary externality perspective. *Journal of Monetary Economics*, 84:147 – 165.
- BERGER, A. N. et HANNAN, T. H. (1998). The efficiency cost of market power in the banking industry : A test of the "quiet life" and related hypotheses. *Review of economics and statistics*, 80(3):454–465.
- BERNANKE, B., REINHART, V. et SACK, B. (2004). Monetary policy alternatives at the zero bound : An empirical assessment. *Brookings papers on economic activity*, 2004(2):1–100.
- BHATTARAI, S., CHATTERJEE, A. et PARK, W. Y. (2015). Effects of us quantitative easing on emerging market economies. Working Paper 255, Federal Reserve Bank of Dallas.
- BIANCHI, J. (2011). Overborrowing and systemic externalities in the business cycle. *American Economic Review*, 101(7):3400–3426.
- BIANCHI, J., LIU, C. et MENDOZA, E. G. (2016). Fundamentals news, global liquidity and macroprudential policy. *Journal of International Economics*, 99:S2 – S15.
- BINICI, M., HUTCHISON, M. et SCHINDLER, M. (2010). Controlling capital? legal restrictions and the asset composition of international financial flows. *Journal of International Money and Finance*, 29(4):666 – 684.
- BLACK, F. (1995). Interest rates as options. *The Journal of Finance*, 50(5):1371–1376.
- BOEL, P., WALLER, C. et SAINT LOUIS, F. (2015). On the theoretical efficacy of quantitative easing at the zero lower bound. Working Paper 2015-027A, Federal Reserve bank of St Louis.
- BORIO, C. et DISYATAT, P. (2011). Global imbalances and the financial crisis : Link or no link ? Working Paper 346, Bank for International Settlements.
- BORIO, C. et ZABAI, A. (2018). 20. unconventional monetary policies : a re-appraisal. *Research Handbook on Central Banking*, page 398.
- BOWMAN, D., CAI, F., DAVIES, S. et KAMIN, S. (2011). Quantitative easing and bank lending : evidence from Japan. Working Paper 1018, International Monetary Fund.
- BOWMAN, D., LONDONO, J. M. et SAPRIZA, H. (2015). Us unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 55:27–59.
- BRANA, S., DJIGBENOU, M.-L. et PRAT, S. (2012). Global excess liquidity and asset prices in emerging countries : A PVAR approach. *Emerging Markets Review*, 13(3):256–267.
- BRANA, S. et LAHET, D. (2010). Determinants of capital inflows into asia : The relevance of contagion effects as push factors. *Emerging Markets Review*, 11(3):273 – 284.
- BRANA, S. et PRAT, S. (2016). The effects of global excess liquidity on emerging stock market returns : Evidence from a panel threshold model. *Economic Modelling*, 52:26–34.
- BRODA, C. et ROMALIS, J. (2011). Identifying the relationship between trade and exchange rate volatility. In *Commodity Prices and Markets, East Asia Seminar on Economics, Volume 20*, pages 79–110. University of Chicago Press.
- BRUNO, V., SHIM, I. et SHIN, H. S. (2015). Effectiveness of macroprudential and capital flow measures in asia and the pacific. BIS Papers 82, Bank for International Settlements.
- BRUNO, V. et SHIN, H. S. (2014). Assessing macroprudential policies : case of south korea. *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(1):128–157.
- BURGER, J. D., SENGUPTA, R., WARNOCK, F. E. et WARNOCK, V. C. (2014). U.s. investment in global bonds : As the fed pushes, some emes pull. Working Paper 20571, National Bureau of Economic Research.

- BURGESS, S., BURROWS, O., GODIN, A., KINSELLA, S. et MILLARD, S. (2016). A dynamic model of financial balances for the united kingdom. Staff Working Paper 614, Bank of England.
- BURNS, A., KIDA, M., LIM, J. J., MOHAPATRA, S., STOCKER, M. *et al.* (2014). Unconventional monetary policy normalization in high-income countries : implications for emerging market capital flows and crisis risks. Working Paper 6830, The World Bank.
- BYRNE, J. P. et FIESS, N. (2016). International capital flows to emerging markets : National and global determinants. *Journal of International Money and Finance*, 61:82 – 100.
- CABALLERO, R. J., FARHI, E. et GOURINCHAS, P.-O. (2008). An Equilibrium Model of "Global Imbalances" and Low Interest Rates. *American Economic Review*, 98(1):358–93.
- CABALLERO, R. J., FARHI, E. et GOURINCHAS, P.-O. (2016). Safe asset scarcity and aggregate demand. *The American Economic Review*, 106(5):513–518.
- CABALLERO, R. J. et SIMSEK, A. (2016). A model of fickle capital flows and retrenchment. Working Paper 22751, National Bureau of Economic Research.
- CACERES, C., CARRIERE-SWALLOW, Y., DEMIR, I., GRUSS, B. *et al.* (2016). Us monetary policy normalization and global interest rates. Working Paper WP/16/195, International Monetary Fund.
- CALVO, G. A. (2002). On dollarization. *Economics of transition*, 10(2):393–403.
- CALVO, G. A., LEIDERMAN, L. et REINHART, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in latin america : the role of external factors. Staff Papers 1, International Monetary Fund.
- CALVO, G. A., LEIDERMAN, L. et REINHART, C. M. (1996). Inflows of capital to developing countries in the 1990s. *Journal of economic perspectives*, 10(2):123–139.
- CALVO, G. A. et MENDOZA, E. G. (2000). Capital-markets crises and economic collapse in emerging markets : An informational-frictions approach. *American Economic Review*, 90(2):59–64.
- CALVO, G. A. et REINHART, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2):379–408.
- CAMPBELL, J. R., EVANS, C. L., FISHER, J. D. et JUSTINIANO, A. (2012). Macroeconomic effects of Federal reserve forward guidance. Working Paper WP 2012-03, Federal Reserve Bank of Chicago.
- CARDARELLI, R., ELEKDG, S. et KOSE, M. A. (2010). Capital inflows : Macroeconomic implications and policy responses. *Economic Systems*, 34(4):333 – 356.
- CARRERA, C., FORERO, F. P. et RAMIREZ-RONDÁN, N. (2015). Effects of us quantitative easing on latin american economies. Working Paper 35, Peruvian Economic Association.
- CARTAPANIS, A. et GIMET, C. (2015). Quel régime monétaire pour les émergents après la normalisation ? *Revue d'économie financière*, (3):251–266.
- CAVERZASI, E. et GODIN, A. (2015). Post-keynesian stock-flow-consistent modelling : a survey. *Cambridge Journal of Economics*, 39(1):157–187.
- CERUTTI, E., CLAESSENS, S. et LAEVEN, L. (2017). The use and effectiveness of macroprudential policies : New evidence. *Journal of Financial Stability*, 28:203 – 224.
- CERUTTI, E., CLAESSENS, S. et PUY, M. D. (2015). Push factors and capital flows to emerging markets : why knowing your lender matters more than fundamentals. Working Paper WP/15/127, International Monetary Fund.
- CERUTTI, E., CLAESSENS, S. et RATNOVSKI, L. (2014). Global liquidity and drivers of cross-border bank flows. Working Paper WP/14/69, International Monetary Fund.
- CESA-BIANCHI, A., CESPEDES, L. F. et REBUCCI, A. (2015). Global Liquidity, House Prices, and the Macroeconomy : Evidence from Advanced and Emerging Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1):301–335.

- CESA BIANCHI, A., SOKOL, A. *et al.* (2017). Financial shocks, credit spreads and the international credit channel. Staff Working Paper 693, Bank of England.
- CHANG, R. et VELASCO, A. (2016). Financial frictions and unconventional monetary policy in emerging economies. Working Paper 21955, National Bureau of Economic Research.
- CHECO, A., PRADEL, S., RAMIREZ, F. A. *et al.* (2015). Measuring the effects of the normalization of us monetary policy on central america and the dominican republic. MPRA Paper 68293, University Library of Munich, Germany.
- CHEN, H. et TSANG, A. (2016). The impact of us monetary policy and other external shocks on the hong kong economy : A factor-augmented var approach. Working Paper 09/2016, Hong Kong Institute for Monetary Research.
- CHEN, J., MANCINI-GRIFFOLI, T. et SAHAY, R. (2014). Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets : Different This Time ? Working Paper WP/14/240, International Monetary Fund.
- CHEN, Q., FILARDO, A., HE, D. et ZHU, F. (2015). Financial Crisis, US Unconventional Monetary Policy and International Spillovers. Working Paper WP/15/85, International Monetary Fund.
- CHEN, Q., FILARDO, A., HE, D. et ZHU, F. (2016). Financial crisis, us unconventional monetary policy and international spillovers. *Journal of International Money and Finance*, 67:62 – 81.
- CHEN, Q., FILARDO, A. J., HE, D. et ZHU, F. (2012). International spillovers of central bank balance sheet policies. BIS Paper 66, Bank for International Settlements.
- CHOI, W. G. et COOK, D. (2004). Liability dollarization and the bank balance sheet channel. *Journal of International Economics*, 64(2):247 – 275.
- CHUA, W. S., ENDUT, N., KHADRI, N. et SIM, W. H. (2013). Global monetary easing : spillovers and lines of defence. Rapport technique, Bank Negara Malaysia Working Paper Series, No. WP3.
- CLAESSENS, S. (2015). An overview of macroprudential policy tools. *Annual Review of Financial Economics*, 7:397–422.
- CLEMENTS, B. J. et KAMIL, H. (2009). Are capital controls effective in the 21st century ? the recent experience of colombia. Working Paper WP/09/30, International Monetary Fund.
- CORDELLA, T., FEDERICO, P., VEGH, C. et VULETIN, G. (2014). *Reserve requirements in the brave new macroprudential world*. The World Bank.
- CORNETT, M. M., MCNUTT, J. J., STRAHAN, P. E. et TEHRANIAN, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 101(2):297–312.
- COVA, P., PAGANO, P. et PISANI, M. (2016). Global macroeconomic effects of exiting from unconventional monetary policy. termi di discussione 1078, Banca d'Italia.
- CÚRDIA, V. et WOODFORD, M. (2011). The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(1):54–79.
- d' AMICO, S., ENGLISH, W., LÓPEZ-SALIDO, D. et NELSON, E. (2012). The federal reserve's large-scale asset purchase programmes : Rationale and effects. *The Economic Journal*, 122(564):F415–F446.
- DAHLHAUS, T., HESS, K. et REZA, A. (2014). International Transmission Channels of U.S. Quantitative Easing : Evidence from Canada. Working Paper 2014-43, Bank of Canada.
- DAHLHAUS, T. et VASISHTHA, G. (2014). The impact of us monetary policy normalization on capital flows to emerging-market economies. Working Paper 2014-53, Bank of Canada.
- DAVIS, S. et PRESNO, I. (2014). Capital controls as an instrument of monetary policy. Working Paper 171, Federal Reserve Bank of Dallas.

- de VITA, G. et KYAW, K. S. (2009). Growth effects of fdi and portfolio investment flows to developing countries : a disaggregated analysis by income levels. *Applied economics letters*, 16(3):277–283.
- DEDOLA, L., RIVOLTA, G. et STRACCA, L. (2017). If the fed sneezes, who catches a cold? *Journal of International Economics*.
- DEL NEGRO, M., GIANNONI, M. P. et PATTERSON, C. (2012). The forward guidance puzzle. Staff Reports 574, Federal Reserve Bank of New York.
- DI GIOVANNI, J. et SHAMBAUGH, J. C. (2008). The impact of foreign interest rates on the economy : The role of the exchange rate regime. *Journal of International economics*, 74(2):341–361.
- DUPUY, M. (2012). Les effets des politiques de quantitative easing sur le taux de change : les enseignements de l’expérience américaine. *Revue d’économie financière*, (4):243–260.
- DUPUY, M. et LACUEILLE, S. (2018). Enjeux et défis de la réduction du bilan de la fed des états-unis. *Revue d’économie financière*, (2):319–336.
- DURHAM, J. (2003). Foreign portfolio investment, foreign bank lending, and economic growth. International Finance Discussion Papers 757, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- EBEKE, C. et KYOBE, A. (2015). Global Financial Spillovers to Emerging Market Sovereign Bond Markets. Working Paper WP/15/141, International Monetary Fund.
- EDWARDS, S. (1999). How effective are capital controls? *Journal of Economic Perspectives*, 13(4):65–84.
- EDWARDS, S. (2007). Capital controls, capital flow contractions, and macroeconomic vulnerability. *Journal of International Money and Finance*, 26(5):814 – 840.
- EHLERS, T. (2012). The effectiveness of the federal reserve’s maturity extension program-operation twist 2 : the portfolio rebalancing channel and public debt management. *BIS Papers chapters*, 65:245–255.
- EHRMANN, M. et FRATZSCHER, M. (2009). Global financial transmission of monetary policy shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(6):739–759.
- EICHENGREEN, B. et GUPTA, P. (2015). Tapering talk : The impact of expectations of reduced federal reserve security purchases on emerging markets. *Emerging Markets Review*, 25:1 – 15.
- EICHENGREEN, B., HAUSMANN, R. et PANIZZA, U. (2005). The pain of original sin. *Other people’s money : Debt denomination and financial instability in emerging market economies*, pages 13–47.
- EICHENGREEN, B. et ROSE, A. (2014). Capital controls in the 21st century. *Journal of International Money and Finance*, 48:1 – 16.
- ERMISOGLU, E., AKCELIK, Y., ODUNCU, A. et TASKIN, T. (2014). Effects of additional monetary tightening on exchange rates. *Eurasian Economic Review*, 4(1):71–79.
- ESCOLANO, J., KOLERUS, C. E. et NGOUANA LONKENG, C. (2014). Global Monetary Tightening : Emerging Markets Debt Dynamics and Fiscal Crises. Working Paper WP/14/215, International Monetary Fund.
- ESTRELLA, A. (2015). The price puzzle and var identification. *Macroeconomic Dynamics*, 19(8):1880–1887.
- FALAGIARDA, M. (2014). Evaluating quantitative easing : a dsge approach. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 7(4):302–327.
- FARHI, E. et WERNING, I. (2014). Dilemma not trilemma? capital controls and exchange rates with volatile capital flows. *IMF Economic Review*, 62(4):569–605.
- FAWLEY, B. W. et NEELY, C. J. (2013). Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95(January/February 2013).

- FENDOĞLU, S. (2017). Credit cycles and capital flows : Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 79:110–128.
- FERNÁNDEZ, A., KLEIN, M. W., REBUCCI, A., SCHINDLER, M. et URIBE, M. (2016). Capital control measures : A new dataset. *IMF Economic Review*, 64(3):548–574.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. (1996). The new wave of private capital inflows : push or pull? *Journal of development economics*, 48(2):389–418.
- FOERSTER, A. T. (2015). Financial crises, unconventional monetary policy exit strategies, and agents' expectations. *Journal of Monetary Economics*, 76:191–207.
- FORBES, K., FRATZSCHER, M., KOSTKA, T. et STRAUB, R. (2016). Bubble thy neighbour : Portfolio effects and externalities from capital controls. *Journal of International Economics*, 99:85 – 104.
- FORBES, K., FRATZSCHER, M. et STRAUB, R. (2015). Capital-flow management measures : What are they good for? *Journal of International Economics*, 96:S76 – S97.
- FORBES, K. J. (2007). One cost of the chilean capital controls : Increased financial constraints for smaller traded firms. *Journal of International Economics*, 71(2):294 – 323.
- FORBES, K. J. et WARNOCK, F. E. (2012). Capital flow waves : Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, 88(2):235 – 251.
- FRATZSCHER, M., LO DUCA, M. et STRAUB, R. (2012). Quantitative easing, portfolio choice and international capital flows. Draft, European Central Bank, Frankfurt 22, European Central Bank.
- FRATZSCHER, M., LO DUCA, M. et STRAUB, R. (2018). On the international spillovers of us quantitative easing. *The Economic Journal*.
- GADANEZ, B. et JAYARAM, K. (2015). Macroprudential policy frameworks, instruments and indicators : a review. Ifc workshop on "combining micro and macro statistical data for the financial stability analysis", Bank for International Settlements.
- GAGNON, J., RASKIN, M., REMACHE, J. et SACK, B. (2011). The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, 7(1):3–43.
- GAGNON, J. E., BAYOUMI, T., LONDONO, J. M., SABOROWSKI, C. et SAPRIZA, H. (2017). Direct and spillover effects of unconventional monetary and exchange rate policies. *Open Economies Review*, pages 1–42.
- GALLAGHER, K. P. et TIAN, Y. (2017). Regulating capital flows in emerging markets : The imf and the global financial crisis. *Review of Development Finance*, 7(2):95 – 106.
- GARCIA-CICCO, J. (2011). On the quantitative effects of unconventional monetary policies in small open economies. *International Journal of Central Banking*.
- GERTLER, M. et KARADI, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(1):17–34.
- GHOSH, A. R., GULDE, A.-M., OSTRY, J. D. et WOLF, H. (1996). *Does the exchange rate regime matter for inflation and growth ?*, volume 2. International Monetary Fund.
- GHOSH, A. R., QURESHI, M. S. et SUGAWARA, N. (2014). Regulating capital flows at both ends : does it work? Working Paper WP/14/188, International Monetary Fund.
- GIECK, J. (2014). Unconventional monetary policy in an open economy. Discussion Paper 41/2014, Deutsche Bundesbank.
- GILCHRIST, S. et ZAKRAJŠEK, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102(4):1692–1720.

- GIOVANNI S.F., B. (2005). Approximating the bias of the lsdv estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*, 87(3):361 – 366.
- GODLEY, W. et LAVOIE, M. (2007). *Monetary Economics : An Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth*. Palgrave macmillan.
- GÓES, C., KAMIL, H., DE IMUS, P., GARCIA-ESCRIBANO, M., PERRELLI, R., ROACHE, S. et ZOOK, J. (2017). Spillovers from us monetary policy normalization on brazil and mexico's sovereign bond yields. Working Paper WP/17/50, International Monetary Fund.
- GOLDBERG, L. S. et KROGSTRUP, S. (2018). International capital flow pressures. Working Paper 24286, National Bureau of Economic Research.
- GREENLAW, D., HAMILTON, J. D., HARRIS, E. et WEST, K. D. (2018). A skeptical view of the impact of the fed's balance sheet. Working Paper 24687, National Bureau of Economic Research.
- GREGORIO, J. D., EDWARDS, S. et VALDÉS, R. O. (2000). Controls on capital inflows : do they work? *Journal of Development Economics*, 63(1):59 – 83.
- GUARÍN, A., MORENO, J. F. et VARGAS, H. (2014). An empirical analysis of the relationship between us and colombian long-term sovereign bond yields. *Ensayos sobre Política Económica*, 32(74):68–86.
- HABERMEIER, M. K. F., KOKENYNE, A. et BABA, C. (2011). The effectiveness of capital controls and prudential policies in managing large inflows. IMF Staff Discussion Note 11-14, International Monetary Fund.
- HAN, X. et WEI, S.-J. (2016). International transmissions of monetary shocks. Discussion Paper DP11070, CEPR.
- HANNAN, S. A. (2017). The drivers of capital flows in emerging markets post global financial crisis. Working Paper WP/17/52, International Monetary Fund.
- HANSEN, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels : Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2):345 – 368.
- HANSON, S. G. et STEIN, J. C. (2015). Monetary policy and long-term real rates. *Journal of Financial Economics*, 115(3):429–448.
- HARRISON, R. (2012). Asset purchase policy at the effective lower bound for interest rates. Working Paper 444, Bank of England.
- HENDRICKSON, J. R. et BECKWORTH, D. M. (2013). The supply of transaction assets, nominal income, and monetary policy transmission. *University of Mississippi and University of Western Kentucky*.
- HICKS, J. R. (1937). Mr. keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica : journal of the Econometric Society*, pages 147–159.
- IKEDA, Y., MEDVEDEV, D. et RAMA, M. G. (2015). Advanced-country policies and emerging-market currencies : the impact of U.S. tapering on India's Rupee. Policy Research Working Paper Series 7219, The World Bank.
- ILZETZKI, E., REINHART, C. M. et ROGOFF, K. S. (2017). The country chronologies to exchange rate arrangements into the 21st century : Will the anchor currency hold? Working Paper 23135, National Bureau of Economic Research.
- IMF (2012). The liberalization and management of capital flows - an institutional view. Policy paper, International Monetary Fund.
- IMF (2014). Global Liquidity : Issues for Surveillance. Rapport technique, International Monetary Fund.

- IMF (2017). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, 2017*, volume 2017. International Monetary Fund.
- JAHJAH, S., WEI, B. et YUE, V. Z. (2013). Exchange rate policy and sovereign bond spreads in developing countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(7):1275–1300.
- JEANNE, O. (2014). Macroprudential policies in a global perspective. Working Paper 19967, National Bureau of Economic Research.
- JEANNEAU, S. et MICU, M. (2002). Determinants of international bank lending to emerging market countries. Working Paper 112, Bank for International Settlements.
- JORDÀ, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1):161–182.
- KAMINSKA, I., ZINNA, G. *et al.* (2014). Official demand for us debt ; implications for us real interest rates. Working Paper WP/14/66, International Monetary Fund.
- KARA, E. et SIN, J. (2013). Liquidity, Quantitative Easing and Optimal Monetary Policy. Bristol Economics Discussion Paper 13/635, Department of Economics, University of Bristol, UK.
- KAVLI, H. et VIEGI, N. (2017). Are determinants of portfolio flows always the same?-south african results from a time varying parameter var model. *South African Journal of Economics*.
- KAWAI, M. (2015). International spillovers of monetary policy : Us federal reserve’s quantitative easing and bank of japan’s quantitative and qualitative easing. Working Paper 512, Asian Development Bank Institute.
- KEMAL OZHAN, G., ATIYAS, I. et KEYMAN, E. F. (2013). The g-20 and central banks in the new world of unconventional monetary policy. Rapport technique, Think Tank 20.
- KIENDREBEOGO, Y. (2016). Unconventional monetary policy and capital flows. *Economic Modelling*, 54:412–424.
- KITAMURA, T. (2010). Measuring monetary policy under zero interest rates with a dynamic stochastic general equilibrium model : An application of a particle filter. Working Paper 10-E-10, Bank of Japan.
- KLEIN, M. W. (2012). Capital controls : Gates versus walls. Working Paper 18526, National Bureau of Economic Research.
- KORINEK, A. (2011). The new economics of capital controls imposed for prudential reasons. Working Paper WP/11/298, International Monetary Fund.
- KORINEK, A. (2018). Regulating capital flows to emerging markets : An externality view. *Journal of International Economics*, 111:61–80.
- KORINEK, A. et SANDRI, D. (2016). Capital controls or macroprudential regulation? *Journal of International Economics*, 99:S27–S42.
- KORNIYENKO, Y. et LOUKOIANOVA, E. (2015). The impact of unconventional monetary policy measures by the systemic four on global liquidity and monetary conditions. Working paper WP/15/287, International Monetary Fund.
- KRIPPNER, L. (2013). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters*, 118(1):135–138.
- KRISHNAMURTHY, A. et VISSING-JORGENSEN, A. (2011). The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates : Channels and Implications for Policy. Working Paper 17555, National Bureau of Economic Research.
- KRUGMAN, P. (2000). Thinking About the Liquidity Trap. *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4):221–237.



- KYDLAND, F. E. et PRESCOTT, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 1345–1370.
- LAVOIE, M. et ZHAO, J. (2010). A study of the diversification of china's foreign reserves within a three-country stock-flow consistent model. *Metroeconomica*, 61(3):558–592.
- LEROY, A. et POP, A. (2019). Macro-financial linkages : The role of the institutional framework. *Journal of International Money and Finance*, 92:75 – 97.
- LIM, C. H., COSTA, A., COLUMBA, F., KONGSAMUT, P., OTANI, A., SAIYID, M., WEZEL, T. et WU, X. (2011). Macroprudential policy : what instruments and how to use them? lessons from country experiences. Working Paper WP/11/238, International Monetary Fund.
- LIM, J. J., STOCKER, M. et MOHAPATRA, S. (2014). Tinker, taper, QE, bye? the effect of quantitative easing on financial flows to developing countries. Working Paper WPS6820, The World Bank.
- LO DUCA, M., NICOLETTI, G. et MARTINEZ, A. V. (2016). Global corporate bond issuance : what role for us quantitative easing? *Journal of International Money and Finance*, 60:114–150.
- LOMBARDI, M. et ZHU, F. (2014). A shadow policy rate to calibrate us monetary policy at the zero lower bound. Working Paper 452, Bank for International Settlements.
- LUCAS JR, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, 4(2):103–124.
- MACDONALD, M. (2017). International capital market frictions and spillovers from quantitative easing. *Journal of International Money and Finance*, 70:135–156.
- MAĆKOWIAK, B. (2007). External shocks, us monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54(8):2512–2520.
- MAGUD, N. et REINHART, C. M. (2006). Capital controls : An evaluation. Working Paper 11973, National Bureau of Economic Research.
- MAGUD, N. E., REINHART, C. M. et ROGOFF, K. S. (2011). Capital controls : Myth and reality - a portfolio balance approach. Working Paper 16805, National Bureau of Economic Research.
- MAGUD, N. E., REINHART, C. M. et VESPERONI, E. R. (2014). Capital inflows, exchange rate flexibility and credit booms. *Review of Development Economics*, 18(3):415–430.
- MAKHETHA-KOSI, P., MISHI, S. et NGONYAMA, N. (2016). The response of capital flows to interest rate differentials : The case of south africa. *Journal of Economics*, 7(2-3):119–129.
- MALLICK, S., MOHANTY, M. S. et ZAMPOLLI, F. (2017). Market volatility, monetary policy and the term premium. Working Papers 606.
- MASSON, P. (1999). Contagion : : macroeconomic models with multiple equilibria. *Journal of International Money and Finance*, 18(4):587 – 602.
- MATHESON, T. (2015). Normalization of global financial conditions : The implications for brazil. Working Paper WP/15/194, International Monetary Fund.
- MAZIER, J. et TIOU-TAGBA ALITI, G. (2012). World imbalances and macroeconomic adjustments : A three-country stock-flow consistent model with fixed or flexible prices. *Metroeconomica*, 63(2):358–388.
- MEDINA, J. P., ROLDÓS, J. *et al.* (2018). Monetary and macroprudential policies to manage capital flows. *International Journal of Central Banking*, 14(1):201–257.
- MEINUSCH, A. et TILLMANN, P. (2016). The macroeconomic impact of unconventional monetary policy shocks. *Journal of Macroeconomics*, 47:58–67.
- MELTZER, A. H. (2009). The Early Keynesian Era : A Low-Inflation Interlude, 1961-65. *In A History of the Federal Reserve*, volume 2, Book 1, 1951-1969. The University of Chicago Press.

- MENDOZA, W. (2013). The IS-LM-BB : a model for unconventional monetary policy. Working Paper 366, Pontificia Universidad Catolica del Peru.
- MISHKIN, F. S. (1996). Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire. Bulletin de la Banque de France 27, Banque de France.
- MISHRA, P., MORIYAMA, K. et N'DIAYE, P. (2014). Impact of Fed Tapering Announcements on Emerging Markets. Working Paper WP/14/109, International Monetary Fund.
- MIYAJIMA, K., MOHANTY, M. S. et YETMAN, J. (2014). Spillovers of US Unconventional Monetary Policy to Asia : The Role of Long-Term Interest Rates. Working Paper 478, Bank of International Settlements.
- MODIGLIANI, F. et SUTCH, R. (1966). Innovations in interest rate policy. *The American Economic Review*, 56(1/2):178–197.
- MONTIEL, P. et REINHART, C. M. (1999). Do capital controls and macroeconomic policies influence the volume and composition of capital flows? evidence from the 1990s. *Journal of international money and finance*, 18(4):619–635.
- MONTORO, C. et MORENO, R. (2011). The use of reserve requirements as a policy instrument in latin america. BIS quarterly review, Bank for International Settlements.
- MOORE, J., NAM, S., SUH, M. et TEPPER, A. (2013). Estimating the impacts of us lsap's on emerging market economies' local currency bond markets. Staff Report 595, Federal Reserve Bank of New York.
- MORAIS, B., PEYDRO, J.-L. et RUIZ, C. (2015). The International Bank Lending Channel of Monetary Policy Rates and Quantitative Easing : Credit Supply, Reach-for-Yield, and Real Effects. Working Paper 7216, World Bank.
- MUNDELL, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, 29(4):475–485.
- MUSACCHIO, A. (2012). Mexico's financial crisis of 1994-1995. Working Paper, HarvardBusiness School.
- MUTH, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 315–335.
- NEELY, C. J. (2010). The large scale asset purchases had large international effects. Working Paper 2010-018C, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- NEELY, C. J. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking & Finance*, 52:101–111.
- OBSTFELD, M., OSTRY, J. D. et QURESHI, M. S. (2017). A tie that binds : Revisiting the trilemma in emerging market economies. *Review of Economics and Statistics*, (0).
- OBSTFELD, M. et ROGOFF, K. (1995). The mirage of fixed exchange rates. *Journal of Economic perspectives*, 9(4):73–96.
- ODA, N. et UEDA, K. (2007). "the effects of the bank of japan's zero interest rate commitment and quantitative monetary easing on the yield curve : a macro-finance approach". *The Japanese Economic Review*, 58(3):303–328.
- OGAWA, E. et WANG, Z. (2016). Effects of quantitative easing monetary policy exit strategy on east asian currencies. *The Developing Economies*, 54(1):103–129.
- OSTRY, J. D., GHOSH, A. R., HABERMEIER, K., CHAMON, M., QURESHI, M. S. et REINHARDT, D. B. (2010). Capital inflows : The role of controls. IMF staff position note, International Monetary Fund.

- OWEN, A. L. et PEREIRA, J. M. (2018). Bank concentration, competition, and financial inclusion. *Review of development finance*, 8(1):1–17.
- PAGLIARI, M. S. et HANNAN, S. A. (2017). The volatility of capital flows in emerging markets : Measures and determinants. Working Paper WP/17/41, International Monetary Fund.
- PAPAIOANNOU, E. (2009). What drives international financial flows? politics, institutions and other determinants. *Journal of Development Economics*, 88(2):269 – 281.
- PARK, D., RAMAYAND, A. et SHIN, K. (2016). Capital flows during quantitative easing : Experiences of developing countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(4):886–903.
- PASRICHA, G. K., FALAGIARDA, M., BIJSTERBOSCH, M. et AIZENMAN, J. (2018). Domestic and multi-lateral effects of capital controls in emerging markets. *Journal of International Economics*, 115:48–58.
- PAUL, P. (2018). The time-varying effect of monetary policy on asset prices. Working Paper 2017-09, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- PRABU, E., BHATTACHARYYA, I. et RAY, P. (2016). Is the stock market impervious to monetary policy announcements : Evidence from emerging india. *International Review of Economics & Finance*, 46:166–179.
- PRADHAN, M., BALAKRISHNAN, R., BAQIR, R., HEENAN, G. M., NOWAK, S., ONER, C. et PANTH, S. P. (2011). Policy responses to capital flows in emerging markets. IMF staff discussion note, International Monetary Fund.
- PRATI, A., SCHINDLER, M. et VALENZUELA, P. (2012). Who benefits from capital account liberalization ? evidence from firm-level credit ratings data. *Journal of International Money and Finance*, 31(6):1649 – 1673.
- PUNZI, M. T. et CHANTAPACDEPONG, P. (2017). Spillover effects of unconventional monetary policy in asia and the pacific. Working Paper 630, Asian Development Bank Institute.
- QUISPE, Z. et ROSSINI, R. (2011). Monetary policy during the global financial crisis of 2007-09 : the case of peru. *BIS Papers chapters*, 54:299–316.
- QURESHI, M. S., OSTRY, J. D., GHOSH, A. R. et CHAMON, M. (2011). Managing capital inflows : The role of capital controls and prudential policies. Working Paper 17363, National Bureau of Economic Research.
- RAFFER, K. (1998). The tobin tax : Reviving a discussion. *World Development*, 26(3):529 – 538.
- RAFIQ, S. (2015). The Effects of U.S. Unconventional Monetary Policy on Asia Frontier Developing Economies. Working Paper WP/15/18, International Monetary Fund.
- RAJAN, R. (2015). Competitive monetary easing : is it yesterday once more? *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(1-2):5–16.
- RAMOS-FRANCIA, M. et GARCÍA-VERDÚ, S. (2015). Is trouble brewing for emes ? BIS Paper 830, Bank for International Settlements.
- REE, J. et CHOI, S. (2014). Safe-Haven Korea? : Spillover Effects from UMPs. Working Paper WP/14/53, International Monetary Fund.
- REINHART, C. et CALVO, G. (2000). When Capital Inflows Come to a Sudden Stop : Consequences and Policy Options. MPRA Paper 6982, University Library of Munich, Germany.
- REINHART, C. M. et REINHART, V. R. (2008). Capital flow bonanzas : An encompassing view of the past and present. Working Paper 14321, National Bureau of Economic Research.
- REY, H. (2013). Dilemma not trilemma : The global financial cycle and monetary policy independence. Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium, p 285-333.

- REY, H. (2015). Dilemma not trilemma : the global financial cycle and monetary policy independence. Working Paper 21162, National Bureau of Economic Research.
- RIGOBON, R. (2016). Contagion, spillover and interdependence. Working Paper 1975, European Central Bank.
- ROGERS, J. H., SCOTTI, C. et WRIGHT, J. H. (2018). Unconventional Monetary Policy and International Risk Premia. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50.
- ROMER, C. D. et ROMER, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks : Derivation and implications. *American Economic Review*, 94(4):1055–1084.
- ROMER, D. (2013). Short-run fluctuations.
- ROSSINI, R., QUISPE, Z., RODRÍGUEZ, D. *et al.* (2011). Capital flows, monetary policy and forex intervention in peru. *BIS background papers*, page 261.
- SACCOMANNI, F. (2015). Monetary spillovers? Boom and bust? Currency wars? The international monetary system strikes back. BIS Special Governors's Meeting.
- SCHINDLER, M. (2009). Measuring financial integration : A new data set. *IMF Staff papers*, 56(1):222–238.
- SCHLEPPER, K., HOFER, H., RIORDAN, R. et SCHRIMPF, A. (2017). Scarcity effects of qe : A transaction-level analysis in the bund market. Discussion Paper 06/2017, Deutsche Bundesbank.
- SCHMITT-GROHE, S. et URIBE, M. (2012). Prudential policy for peggers. Working Paper 18031, National Bureau of Economic Research.
- SHIN, H. (2016). Macroprudential tools, their limits, and their connection with monetary policy. *Progress and Confusion : The State of Macroeconomic Policy*, pages 328–352.
- SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica : journal of the Econometric Society*, pages 1–48.
- SIMS, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy. *European economic review*, 36(5):975–1000.
- STEPANYAN, V. et GUO, K. (2011). Determinants of bank credit in emerging market economies. Working Paper WP/11/51, International Monetary Fund.
- SUN, T. (2015). The impact of global liquidity on financial landscapes and risks in the asean-5 countries. Working Paper WP/15/211, International Monetary Fund.
- TAGUCHI, H., SAHOO, P. et NATARAJ, G. (2015). Capital flows and asset prices : Empirical evidence from emerging and developing economies. *International Economics*, 141:1–14.
- TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195 – 214.
- THORBECKE, W. *et al.* (2016). Investigating the effect of us monetary policy normalization on the asean-4 economies. Discussion Paper 16-E-070, The Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- TILLMANN, P. (2013). Capital inflows and asset prices : Evidence from emerging asia. *Journal of Banking & Finance*, 37(3):717–729.
- TILLMANN, P. (2016). Unconventional monetary policy and the spillovers to emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 66:136–156.
- TILLMANN, P., KIM, G.-Y. et PARK, H. (2019). The spillover effects of u.s. monetary policy on emerging market economies. *International Journal of Finance & Economics*.
- TOBIN, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2):65–86.

- TOBIN, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1):15–29.
- TOBIN, J. (1974). *The New Economics One Decade Older*. Princeton University Press.
- TURNER, P. (2012). Macroprudential policies in emes : theory and practice. In SETTLEMENTS, B. f. I., éditeur : *BIS Papers : Financial sector regulation for growth, equity and stability*, volume 62, pages 125–139. Bank for International Settlements.
- TURNER, P. (2014). The exit from non-conventional monetary policy : what challenges ? Working Paper 448, Bank for International Settlements.
- TURNER, P. (2018). The macroeconomics of macroprudential policies. *Macroprudential Policy and Practice*, page 19.
- UHLIG, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output ? results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2):381–419.
- UNSAI, D. F. *et al.* (2013). Capital flows and financial stability : monetary policy and macroprudential responses. *International Journal of Central Banking*, 9(1):233–285.
- VAYANOS, D. et VILA, J.-L. (2009). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates. Working Paper 15487, National Bureau of Economic Research.
- WU, J. C. et ZHANG, J. (2016). A shadow rate new keynesian model. Working Paper 22856, National Bureau of Economic Research.
- WU, Y. (2013). What Explains Movements in the Peso/Dollar Exchange Rate? Working Paper WP/13/171, International Monetary Fund.
- ZEEV, N. B. (2017). Capital controls as shock absorbers. *Journal of International Economics*, 109:43 – 67.
- ZHANG, L. et ZOLI, E. (2016). Leaning against the wind : Macroprudential policy in asia. *Journal of Asian Economics*, 42:33–52.