

Economics School of Louvain - ESL

Economics School of Namur - ESN

Analyse empirique des effets de débordement financier de la politique monétaire américaine

Auteur : Pauwels Olivier

Directeur : Bodart Vincent

Lecteur : Houssa Romain

Année académique 2020-2021

Master en sciences économiques – 120 crédits – Finalité : Spécialisée

Abstract

Ce travail d'analyse empirique étudie les effets de débordement financier de la politique monétaire américaine sur un panel de 26 pays. Les chocs de politique monétaire sont mesurés de trois manières différentes au cours de l'analyse (modification du Federal funds rate, modification du taux interbancaire américain et choc monétaire non anticipé). Les résultats de notre étude suggèrent que les décisions de politique monétaire de la Réserve fédérale ont un impact significatif sur les variables financières étudiées. Un durcissement monétaire aux États-Unis déprécie les monnaies domestiques par rapport au dollar, d'une ampleur plus importante pour les pays émergents ainsi que pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux. Le taux de change semble être plus sensible à une hausse du taux directeur américain plutôt qu'à une baisse de ce dernier. Le durcissement monétaire Outre-Atlantique fait également pression à la hausse sur les taux d'intérêt à court terme et provoque une hausse du cours des actions.

Remerciements

J'aimerais remercier chaleureusement mon promoteur, le professeur Vincent Bodart, pour son accompagnement et sa disponibilité sans faille malgré les circonstances inhabituelles. Ses précieux conseils ont contribué à l'amélioration de ce travail. Je remercie également le professeur Romain Houssa d'avoir été le lecteur de ce travail.

Je remercie également ma famille et mes amis pour leur soutien et leurs encouragements, et particulièrement ma soeur Laurence et mon ami Thomas dont les conseils furent grandement appréciés.

Table des matières

Introduction	1
1 Mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire	3
1.1 Fondements théoriques	3
1.2 Revue de la littérature empirique	8
2 Analyse empirique	14
2.1 Méthodologie	15
2.2 Sensibilité du taux de change	18
2.2.1 Impact du Federal funds rate	19
2.2.2 Impact du taux interbancaire américain	21
2.2.3 Choc monétaire non anticipé	23
2.2.4 Analyse des effets d'asymétries sur le taux de change	31
2.3 Sensibilité du taux interbancaire domestique	35
2.3.1 Impact du Federal funds rate	35
2.3.2 Impact du taux interbancaire américain	36
2.3.3 Cointégration et modèle à correction d'erreur	38
2.3.4 Méthodologie alternative	41
2.4 Sensibilité des cours boursiers	45
2.5 Indice des Conditions Financières	48
2.6 Synthèse des résultats de l'analyse empirique	51
Conclusion	53
Bibliographie	55
Annexes	59

Introduction

Les décisions de politique monétaire prises par la Réserve fédérale des États-Unis suscite depuis toujours une attention particulière de la part des pays étrangers. En effet, celles-ci ont des répercussions économiques et financières non négligeables sur les autres économies. La littérature regorge de travaux qui s'accordent à dire que la politique monétaire américaine impacte les variables financières à l'étranger, tels que le taux de change ou les cours boursiers. Parfois, les conséquences d'un changement de politique monétaire aux États-Unis peuvent être problématiques, comme ce fut le cas récemment en Argentine. La hausse du taux directeur américain en 2018 a engendré des sorties massives de capitaux, ce qui a provoqué un effondrement de la valeur du peso. Pour surmonter cette crise, l'Argentine a dû demander de l'aide au FMI en échange de mesures d'austérité budgétaire strictes. Cette crise démontre la vulnérabilité potentielle des pays émergents face aux chocs de politique monétaire américaine, particulièrement depuis l'ouverture aux capitaux internationaux qui a davantage exposé ces pays aux aléas de la conjoncture américaine.

L'objectif de ce travail est double. Tout d'abord, il s'agit d'analyser théoriquement les canaux de transmissions de la politique monétaire américaine sur le reste du monde. Au terme de cette première analyse, nous aurons mis en évidence les principales variables financières par lesquelles se transmettent les chocs de politique monétaire, mais également les effets de débordement attendus sur les pays étrangers. Il s'agira ensuite de quantifier ces effets de débordement au travers d'une analyse empirique. Pour ce faire, nous utiliserons trois variables pour mesurer l'impact des décisions de politique monétaire de la Réserve fédérale américaine sur les pays étrangers. La première variable est le Federal funds rate, qui est le taux directeur américain. La seconde variable est le taux interbancaire américain à 3 mois, qui est le taux auquel les banques américaines prêtent et empruntent entre elles et qui est plus représentatif des conditions en vigueur sur le marché. La dernière variable est un choc monétaire que nous allons estimer et qui sera supposé être non anticipé. Nous présenterons

plus en détail ces variables dans la partie empirique de ce travail, où nous analyserons l'impact de ces dernières sur diverses variables financières tels que les taux de change, les taux d'intérêt à court terme ou encore les cours boursiers. Nos résultats suggèrent que les décisions de politique monétaire de la Réserve fédérale ont un impact significatif sur les variables financières étudiées. Un durcissement monétaire aux États-Unis déprécie les monnaies domestiques par rapport au dollar, d'une ampleur plus importante pour les pays émergents ainsi que pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux. Nous avons également observé que le taux de change semble être plus sensible à une hausse du taux directeur américain plutôt qu'à une baisse de ce dernier. Ensuite, le durcissement monétaire Outre-Atlantique fait également pression à la hausse sur les taux d'intérêt à court terme et provoque une hausse du cours des actions. Nos résultats suggèrent également que l'impact des différents chocs monétaires ne dépend pas du régime de change.

Ce travail est organisé comme suit. La première partie du travail, à savoir l'analyse des mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire, comprend deux sections : la première pose les fondements théoriques et la seconde passe en revue la littérature. La deuxième partie du travail, à savoir l'analyse empirique, comprend six sections : la première présente la méthodologie empirique utilisée, la seconde analyse la variation des taux de change en réponse à un choc monétaire américain, la troisième et la quatrième section font de même pour les taux d'intérêt à court terme et les cours boursiers, la cinquième section est dédiée à la construction d'un Indice des Conditions Financières, et la sixième section synthétise les résultats empiriques. Enfin, la dernière partie présente les conclusions générales de ce travail.

Partie 1

Mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire

1.1 Fondements théoriques

Cette première section, qui pose le cadre théorique de l'analyse, a pour objectif d'illustrer théoriquement les principaux effets de débordement financier de la politique monétaire américaine sur le reste du monde. Pour cela, nous utiliserons notamment l'équation principale du modèle monétariste. Cette analyse théorique nous permettra de mettre en évidence les principaux canaux de transmission ainsi que les variables qui sont à l'origine de ces effets de débordement. Elle nous permettra également de poser les motivations de notre question de recherche.

Commençons donc notre analyse avec deux équations très simples, qui représentent chacune l'équilibre sur le marché monétaire, respectivement aux États-Unis et dans le pays domestique¹. Dans les deux équations ci-dessous, m représente l'offre de monnaie, p le niveau général des prix, y la production et R le taux d'intérêt nominal. L'indice * représente ces mêmes variables pour les États-Unis, et toutes les variables sont exprimées en logarithme, à l'exception du taux d'intérêt. Les signes anticipés pour les paramètres sont $\alpha_1, \alpha_1^* > 0$; $\alpha_2, \alpha_2^* < 0$.

¹La méthodologie qui suit est inspirée de l'article de Barnett et Kwag (2005).

$$m_t - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 R_t \quad (1.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha_0 + \alpha_1^* y_t^* + \alpha_2^* R_t^* \quad (1.2)$$

A partir de cette relation d'équilibre sur les marchés monétaires, nous pouvons poser deux hypothèses qui nous permettent de dériver le modèle monétaire de détermination du taux de change, également appelé modèle monétariste, développé par Frenkel (1976) et Bilson (1978).

1. Les prix sont parfaitement flexibles et la parité de pouvoir d'achat (PPA) est vérifiée à tout moment. Ci-dessous, s_t est le taux de change nominal bilatéral et mesure le nombre d'unité de monnaie domestique qu'il est possible d'acquérir avec un dollar.

$$p_t = p_t^* + s_t \quad (1.3)$$

2. Les capitaux sont parfaitement mobiles et les actifs domestiques et étrangers sont parfaitement substituables. Cette hypothèse implique que la parité des taux d'intérêt non couverte est vérifiée, ce qui signifie que les mouvements de capitaux financent automatiquement les déséquilibres extérieurs. Ci-dessous, s_{t+1}^e est le taux de change anticipé en période $t + 1$.

$$R_t = R_t^* + (s_{t+1}^e - s_t) \quad (1.4)$$

En supposant que ces deux hypothèses sont respectées, quelques substitutions entre les équations nous permettent d'obtenir l'équation du modèle monétariste. Cette dernière nous permet déjà de mettre en évidence l'impact d'une variation du taux d'intérêt, de la production ou de la masse monétaire aux États-Unis sur le taux de change. En effet, le modèle prédit qu'une hausse de y_t^* ou de s_{t+1}^e déprécie le taux de change, alors qu'une hausse de m_t^* l'apprécie. L'effet de R_t^* est ambigu et dépend de la différence entre α_2 et α_2^* . Une hausse de R_t^* déprécie le taux de change si $\alpha_2 > \alpha_2^*$.

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \alpha_1 y_t + \alpha_1^* y_t^* + R_t^* (\alpha_2 - \alpha_2^*) + \alpha_2 (s_{t+1}^e - s_t) \quad (1.5)$$

Néanmoins, les hypothèses de ce modèle sont fortes et irréalistes. En relaxant l'hypothèse de flexibilité des prix à court terme, Dornbush (1976) a modifié le modèle monétaire en y introduisant la rigidité des prix à court terme et en supposant que la relation PPA n'était vérifiée qu'à long terme. En d'autres termes, il peut y avoir des déviations du taux de change de sa valeur PPA à court terme. Hooper et Morton (1982) ont quant à eux introduit la balance courante dans l'équation, ce qui permet des changements dans le taux de change à long terme par des chocs non anticipés de cette dernière. Nous ne considérons pas cette dernière extension dans le cadre de ce travail.

Le modèle étant brièvement présenté, nous pouvons à présent analyser les effets de débordement attendus de la politique monétaire américaine sur le reste du monde. Commençons par étudier l'impact attendu sur le taux de change, en supposant que les conditions monétaires aux États-Unis se durcissent via une hausse du taux d'intérêt ($\uparrow R_t^*$). Cela provoque instantanément des sorties de capitaux qui entraînent une dépréciation du taux de change, c'est-à-dire que s_t augmente. En d'autres termes, il devient plus avantageux d'acquérir des dollars puisque les actifs libellés dans cette monnaie ont désormais un meilleur rendement. La demande en devises étrangères moins importante contribue donc à augmenter la valeur du dollar. A long terme, une augmentation de R_t^* entraîne une hausse du niveau général des prix causée par la diminution du stock d'encaisses réelles nécessaire au maintien de l'équilibre sur le marché monétaire. La hausse du taux de change impacte également les prix à l'importation, qui influencent directement le niveau général des prix p_t . Comme nous supposons qu'à long terme la relation PPA est vérifiée, le taux de change nominal va augmenter proportionnellement à la hausse du niveau général des prix. Les autorités monétaires des pays domestiques peuvent décider de compenser cette inflation par une hausse du taux d'intérêt ($\uparrow R_t$), comme illustré dans l'équation (1.1). Dans le modèle de Dornbush où les prix sont fixes à court terme, le taux de change réel se déprécie et l'économie domestique gagne en compétitivité. Il s'en suit une hausse de la production qui provient d'une augmentation des exportations nettes, ce qui va contribuer à améliorer la balance courante². Sans rentrer dans les détails, le taux de change nominal à court terme se déprécie davantage qu'à long terme. Il s'agit du phénomène de sur-réaction du

²Plus précisément, la dépréciation du taux de change rend les importations relativement plus chères pour les pays domestiques, ce qui pousse les consommateurs à se tourner davantage vers des produits domestiques. L'impact sur la balance courante dépend des élasticités-prix des importations et des exportations, tel qu'illustré par la condition de Marshall-Lerner. Si l'on suppose que la balance commerciale était à l'équilibre avant la dépréciation, cette dernière s'améliore dans le cas où la somme des élasticité-prix des importations et des exportations est supérieure à l'unité. En d'autres termes, l'amélioration de la balance commerciale dépend de la réponse des consommateurs domestiques et étrangers au changement du prix relatif. S'ils réagissent de manière suffisamment importante, alors la condition de Marshall-Lerner est vérifiée et la balance commerciale des pays domestiques s'améliore.

taux de change, modélisé par Dornbush en 1976. Notons également que les autorités monétaires des pays domestiques peuvent intervenir sur le marché des changes pour éviter une dépréciation trop importante de leur monnaie, en revendant des dollars pour acquérir de la monnaie domestique.

Analysons à présent plus en détails l'impact d'un durcissement monétaire aux États-Unis sur les taux d'intérêt domestiques. Comme nous venons de le voir, la dépréciation du taux de change provoque une hausse de la production domestique. Cet accroissement de la production entraîne une hausse de la demande de monnaie, qui sera compensée par une hausse de R_t afin de rétablir l'équilibre sur le marché monétaire. Les autorités monétaires domestiques peuvent également décider d'augmenter leur taux d'intérêt pour éviter des sorties trop importantes de capitaux, les rendements étant devenus plus importants aux États-Unis. Si l'on considère qu'à court terme les agents économiques n'ajustent pas leurs anticipations en cas de choc exogène, c'est-à-dire que $s_{t+1}^e = s_t$ dans l'équation (1.4), alors R_t augmente dans les mêmes proportions que R_t^* , et le taux de change reste inchangé si $\alpha_2 = \alpha_2^*$. Dans ce cas, la relation de parité d'intérêt non couverte permet d'illustrer les co-mouvements observés dans la littérature empirique entre les taux d'intérêt américains et domestiques³.

Analysons ensuite les effets de débordement attendus sur le cours des actions à l'étranger. Le gain de compétitivité des entreprises et la hausse de la production domestique qui découlent d'un durcissement de la politique monétaire américaine devraient faire croître le rendement attendu des actions domestiques. Cela devrait pousser les investisseurs à se tourner davantage vers ces dernières, au détriment des actions américaines. En effet, la hausse du taux d'intérêt aux États-Unis provoque un ralentissement de la croissance économique américaine et restreint l'accès au crédit. La combinaison de ces deux facteurs diminue les profits escomptés des entreprises américaines, et donc le rendement attendu des actions. En d'autres termes, un durcissement des conditions monétaires aux États-Unis, notamment via son impact sur le taux de change et sur la compétitivité des entreprises, devrait entraîner une hausse du cours des actions dans le pays domestique. Néanmoins, tous les travaux ne s'accordent pas à dire qu'un durcissement monétaire aux États-Unis devrait systématiquement faire croître le cours des actions à l'étranger. Selon Ammer, Vega et al. (2010), certaines entreprises étrangères dépendent du crédit américain, et la politique monétaire américaine peut également impacter l'offre de crédits accordés par les institutions étrangères. Une partie des

³Voir la section 1.2 pour une revue de la littérature de ces travaux empiriques et la section 2.3.4 pour une analyse empirique de ces co-mouvements.

entreprises étrangères est donc impactée, au même titre que les entreprises américaines, par la politique monétaire de la Réserve fédérale. De plus, nous avons vu qu'une hausse des taux d'intérêt aux États-Unis est souvent suivie par une hausse des taux d'intérêt à l'étranger, ce qui pourrait également pousser le cours des actions étrangères à la baisse. D'autres auteurs, dont nous discuterons plus en détail dans la prochaine section, sont également d'avis qu'un durcissement monétaire aux États-Unis devrait plutôt diminuer le cours des actions à l'étranger.

Enfin, Blot, Hubert et al. (2016) soulignent également dans leur article que les pays émergents sont plus exposés aux effets de débordement discutés dans cette section, ces derniers ayant une capacité moins importante que les pays avancés à absorber les chocs de politique monétaire. Par exemple, la mise en place des différents programmes d'assouplissements quantitatifs par la Réserve fédérale ont été à l'origine de vagues importantes d'entrées de capitaux dans les pays émergents. Ce sont les perspectives de rendements plus élevés dans ces pays qui ont attiré un grand nombre de liquidités, avec comme conséquences une hausse du prix des actifs et une forte augmentation du crédit domestique. Dans certains cas, ces vagues de liquidités peuvent être à l'origine de la création de bulles spéculatives. A l'inverse, un resserrement de la politique monétaire américaine peut entraîner d'importantes sorties de capitaux, qui peuvent conduire à une nouvelle volatilité sur les marchés d'actifs et faire pression à la hausse sur le taux de change. Pour ne pas voir leur monnaie se déprécier de manière trop importante, les autorités monétaires sont dès lors forcées de réagir, en intervenant par exemple sur le marché des changes.

En somme, plusieurs constats ressortent de cette première analyse. Il est attendu qu'un durcissement monétaire aux États-Unis impacte les variables financières des pays étrangers de la manière suivante : dépréciation du taux de change, pression à la hausse sur les taux d'intérêt, impact ambigu sur le cours des actions et amélioration de la balance courante. Plusieurs travaux soulignent également que les effets de débordement sont plus importants sur les pays émergents. Nous vérifierons empiriquement la validité de ces résultats dans la deuxième partie de ce travail.

1.2 Revue de la littérature empirique

L'étude de la politique monétaire américaine et de ses effets de débordement sur les pays étrangers est un sujet très vaste de la littérature qui regorge de ressources. L'utilisation de politiques monétaires non conventionnelles par la Réserve fédérale suite à la crise financière de 2008 a contribué à augmenter de manière significative la littérature existant sur ce sujet. Cette section a pour objectif de passer en revue les différents travaux qui analysent empiriquement l'impact de la politique monétaire américaine sur les variables financières des pays étrangers. Nous porterons une attention particulière aux études qui analysent l'impact sur les taux de change, les taux d'intérêt ainsi que les cours boursiers. Nous analyserons également si l'impact diffère entre les politiques monétaires conventionnelles et non conventionnelles.

Commençons par présenter certains travaux qui étudient l'impact de la politique monétaire américaine sur le cours des actions à l'étranger. Dans leur article, Ehrmann et Fratzscher (2009) ont étudié l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours boursiers de 50 pays sur une période de 10 ans. Leurs résultats suggèrent qu'un durcissement monétaire aux États-Unis entraîne une chute des cours boursiers des pays étudiés, avec un degré important d'hétérogénéité. En effet, le cours des actions chute en moyenne de 2.9% en réponse à un durcissement de la politique monétaire de 100 points de base, et peuvent chuter de plus de 5% dans certains pays. Les pays dont les marchés boursiers et financiers sont développés et bien intégrés réagissent davantage aux chocs monétaires que les autres pays. Néanmoins, les auteurs n'ont pas trouvé de preuves que les pays avec des régimes de change fixes ou flottants réagissent différemment aux chocs. Ammer, Vega et al. (2010) ont également étudié l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours boursiers de 44 pays. Leur méthodologie diffère de celle de Ehrmann et Fratzscher (2009), puisqu'ils analysent les variations journalières du cours des actions qui précèdent et suivent les annonces du FOMC (Federal Open Market Committee). Ils utilisent les variations non anticipées du taux directeur comme mesure du choc monétaire. Leurs résultats suggèrent qu'un durcissement non anticipé de la politique monétaire aux États-Unis de 25 points de base est associé à une diminution du cours des actions à l'étranger de 1.59%. Cette baisse est d'ampleur similaire que celle observée aux États-Unis (1.71%). L'impact sur les pays qui fixent leur taux de change semble être quant à lui plus important. Blot, Hubert et al. (2016) obtiennent des résultats similaires pour les pays émergents, mais pas pour les pays de la zone euro dont l'indice boursier devrait croître suite à un durcissement anticipé

de la politique monétaire aux États-Unis. Ensuite, intéressons-nous aux travaux des économistes qui se sont intéressés à l'impact des politiques monétaires sur les cours boursiers en période non conventionnelle. Parmi eux, retenons Gupta, Masetti et al. (2017) qui ont également observé qu'un durcissement des conditions monétaires aux États-Unis entraîne une baisse du cours des actions dans les pays émergents. L'effet sur ces variables va dans le sens opposé lorsqu'il s'agit d'une expansion monétaire, mais l'impact est plus important. La méthodologie utilisée par les auteurs consiste à utiliser les variations des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans suite aux annonces du FOMC comme mesure du choc monétaire. Ils ont observé qu'une hausse de 10% des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans entraînait une baisse du cours des actions de 1%. L'impact est légèrement plus élevé lorsque l'on considère les Bons à 10 ans, et deux fois plus faible lorsqu'il s'agit d'un assouplissement des conditions monétaires. Chen, Filardo et al. (2012) obtiennent des résultats similaires dans leur étude. Tous ces travaux ont donc démontré que le canal des actifs reste un vecteur important de la transmission de la politique monétaire américaine sur le reste du monde.

En ce qui concerne l'impact sur le rendement des obligations, Chen, Filardo et al. (2012) ont observé qu'un assouplissement quantitatif aux États-Unis entraîne une baisse des rendements obligataires dans la majorité des pays émergents qu'ils ont étudiés. Leurs résultats suggèrent également que cet impact est plus important que celui des autres Banques Centrales des pays avancés⁴. Gilchrist, Yue et al. (2016) ont également étudié l'impact de la politique monétaire sur le rendement des obligations étrangères. Les auteurs utilisent la même méthodologie que Gupta, Masetti et al. (2017)⁵, en utilisant également les variations observées des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans suite aux annonces du FOMC comme mesure du choc monétaire. Ils ont observé qu'une diminution non anticipée des rendements du Trésor américain à 2 ans de 10 points de base entraînait une baisse des rendements obligataires à court terme comprise entre 4 et 10 points de base pour les pays avancés. Leurs résultats suggèrent également que les rendements à court terme réagissaient davantage que ceux à long terme, ce qui implique qu'un assouplissement de la politique monétaire américaine induit un élargissement des écarts entre les rendements à court et long terme. L'impact sur les pays émergents est quant à lui plus faible voire insignifiant pour certains pays, et les effets de débordement de la politique monétaire aux États-Unis sur les rendements obligataires sont

⁴Banque du Japon, Banque d'Angleterre et Banque Centrale Européenne.

⁵Dans cet article, Gupta, Masetti et al. (2017) ont également étudié l'impact sur les rendements obligataires. Leurs résultats suggèrent qu'une hausse de 10% des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans entraînait une hausse des rendements des obligations des pays émergents de 1%. Lorsque l'on considère les Bons à 10 ans, l'impact est deux fois plus important (2.2%).

comparables en période conventionnelle et non conventionnelle. Enfin, Neely (2010) a quant à lui démontré dans son étude que les programmes d'achats d'actifs LSAP (Large Scale Asset Purchase) de la Réserve fédérale ont également eu un impact négatif sur le rendement des obligations à l'étranger.

D'autres travaux se sont focalisés sur l'impact de la politique monétaire aux États-Unis sur les taux de change. Les résultats obtenus par Inoue et Rossi (2019) suggèrent qu'en moyenne, une politique monétaire restrictive entraîne une appréciation du dollar. À l'inverse, une politique monétaire expansionniste conduit à une dépréciation du dollar. Les auteurs soulignent que ces variations de taux de change sont la conséquence d'un changement des anticipations des agents quant à l'évolution future des taux d'intérêt à court terme en période conventionnelle, et à moyen et long terme en période non conventionnelle. L'impact de la politique monétaire est de même amplitude pour les deux périodes considérées. Les résultats obtenus par Glick et Leduc (2013) sont similaires, et ce malgré une méthodologie différente. En effet, les auteurs ont étudié sur base de données journalières les variations de taux de change qui suivent les annonces du FOMC. Pour permettre la comparaison des effets de la politique monétaire en période conventionnelle et non conventionnelle, les auteurs ont analysé les co-mouvements du taux directeur et des taux à long terme pendant la période où le taux directeur n'était pas au plancher. Cela leur a permis d'estimer un paramètre d'ajustement, permettant ainsi de comparer les effets durant les deux périodes. Ils ont observé qu'en période non conventionnelle, une politique monétaire accommodante de la Réserve fédérale dépréciait le dollar. L'impact est d'amplitude similaire en période conventionnelle. Sur base de ces résultats, ils sont arrivés à la conclusion que le canal du taux de change était toujours efficace, et ce malgré des taux directeurs proches de zéro. Ces résultats s'alignent également sur ceux de Gupta, Masetti et al. (2017), qui ont observé qu'un durcissement monétaire aux États-Unis entraînait une dépréciation de la monnaie des pays émergents étudiés. Plus précisément, une hausse de 10% des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans s'accompagne d'une dépréciation de la monnaie domestique de 0.5%. L'impact est plus élevé lorsque l'on considère les Bons à 10 ans (0.8%) et moins élevé en cas d'assouplissement monétaire. D'autres travaux tels que ceux de Neely (2010), Chen, Filardo et al. (2012) ou encore Curcuru, Kamin et al. (2018) débouchent sur des conclusions similaires.

Terminons cette revue de la littérature empirique en analysant les travaux qui ont étudié l'impact de la politique monétaire américaine sur les taux d'intérêt étrangers. Dans son étude, Gray (2013) a démontré que les actions de la Réserve fédérale avaient un impact sur les décisions des autres

grandes Banques Centrales⁶. Les résultats de son analyse empirique suggèrent qu'une baisse du taux directeur aux États-Unis pousse les autres Banques Centrales à baisser leur propre taux directeur et à intervenir sur le marché des changes, même lorsque les fondamentaux macroéconomiques ne le justifient pas. Les résultats de son analyse empirique suggèrent qu'une variation du taux directeur américain d'un point de pourcentage entraîne une variation dans le même sens des taux directeurs étrangers de 0.4 point de pourcentage. L'auteur a également montré que les effets de débordement de la politique monétaire américaine sont en partie responsables de la baisse mondiale des taux d'intérêt observée au début des années 2000. Enfin, Hofmann et Takats (2015) ont étudié les co-mouvements entre les taux d'intérêt américains et étrangers. Les résultats de leurs estimations suggèrent que les taux d'intérêt à court terme aux États-Unis affectent de manière significative les taux correspondants dans les pays étrangers, au-delà de ce qui est justifié par les similitudes des cycles économiques. En effet, ils ont observé qu'une hausse du taux d'intérêt nominal à court terme aux États-Unis (approximé par le taux interbancaire à 3 mois) de 100 points de base s'accompagnait d'une hausse de ce même taux d'intérêt de 34 points de base à l'étranger. Cet impact est d'autant plus important lorsque les auteurs considèrent les taux d'intérêt à long terme, puisqu'une hausse des rendements du Bons du Trésor à 10 ans de 100 points de base s'accompagne d'une hausse pour cette même variable à l'étranger de 59 points de base. Ils ont également conclu que ces effets de débordement de la politique monétaire américaine n'étaient pas significativement liés au régime de change. Plus tard dans ce travail, lors de l'analyse empirique, nous nous inspirerons de cette méthodologie utilisée par Hofmann et Takats.

En somme, de nombreux travaux ont démontré empiriquement que la politique monétaire aux États-Unis avait un impact non négligeable sur les variables financières des pays étrangers. En effet, la plupart des études convergent vers les mêmes conclusions : les cours boursiers, les rendements des obligations, les taux de change ainsi que les taux d'intérêt à l'étranger réagissent de manière significative aux changements de politique monétaire américaine. La Table 1 synthétise l'ensemble des travaux analysés dans cette section. Dans la suite de ce travail, nous allons également tenter de quantifier ces effets de débordement en analysant successivement l'impact du taux directeur, du taux interbancaire ainsi que d'un choc monétaire non anticipé sur les variables financières à l'étranger.

⁶Il est important de noter que son étude porte sur une période antérieure à la crise économique de 2008 (1980Q1-2008Q2).

Table 1. Tableau de synthèse¹

Auteurs	Résultats	Remarques
Ehrmann et Fratzscher (2009)	Un durcissement de la politique monétaire américaine de 100 points de base entraîne, en moyenne, une chute du cours des actions de 2.9%.	L'échantillon comprend 50 pays sur une période d'observation de 10 ans (1994 - 2004).
Ammer, Vega et al. (2010)	Une augmentation non anticipée du taux directeur de 25 points de base est associée à une diminution du cours des actions à l'étranger de 1.59%.	L'échantillon comprend 44 pays sur une période d'observation de 12 ans (1994 - 2006).
Blot, Hubert et al. (2016)	Une hausse du taux d'intérêt à trois mois anticipé à l'horizon d'un mois entraîne une hausse de l'indice Eurostoxx50. L'impact est négatif pour les pays émergents.	L'échantillon comprend 22 pays émergents sur une période d'observation de 13 ans (2003 - 2016).
Gupta, Masetti et al. (2017)	Une hausse de 10% des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans entraîne une baisse du cours des actions de 1%. L'impact est plus important lorsque l'on considère les Bons à 10 ans et deux fois plus faible en cas de contraction monétaire.	L'échantillon comprend les 20 pays émergents les plus importants sur une période d'observation de 8 ans (2008 - 2016).
Chen, Filardo et al. (2012)	QE aux États-Unis fait baisser le rendement des obligations des pays émergents.	La période d'estimation s'étend de janvier 2007 à décembre 2010.
Gilchrist, Yue et al. (2016)	Un assouplissement de 10 points de base des Bons du Trésor américain à 2 ans entraîne une diminution des rendements obligataires de 4 à 10 points de base. Les rendements à court terme réagissent davantage et l'impact est comparable avant et après la crise de 2008.	La période d'estimation s'étend de février 1992 à début novembre 2008 en période conventionnelle, et de fin novembre 2008 à avril 2014 en période non conventionnelle.

Auteurs	Résultats	Remarques
Inoue et Rossi (2019)	Une politique monétaire restrictive (resp. accommodante) apprécie (resp. déprécie) le dollar. Impact similaire en période conventionnelle et non conventionnelle.	La période d'estimation s'étend du janvier 1995 à juin 2016. L'échantillon comprend les taux de change du dollar vis-à-vis de l'euro, la livre sterling, le dollar canadien et le yen.
Glick et Leduc (2013)	Résultats similaires à ceux de Inoue et Rossi (2019).	La période d'estimation s'étend de février 1994 à octobre 2008 en période conventionnelle, et de novembre 2008 à janvier 2013 en période non conventionnelle.
Gupta, Masetti et al. (2017)	Une hausse de 10% des rendements du Bons du Trésor américain à 2 ans déprécie la monnaie domestique de 0.5%. L'impact est plus élevé lorsque l'on considère les Bons à 10 ans (0.8%) et moins élevé en cas d'assouplissement monétaire.	L'échantillon comprend les 20 pays émergents les plus importants sur une période d'observation de 8 ans (2008 - 2016).
Gray (2013)	Les grandes Banques Centrales alignent leur décisions sur celles de la Réserve fédérale. Une variation du taux directeur américain d'un point de pourcentage entraîne une variation des taux directeurs étrangers de 0.4 point de pourcentage.	L'échantillon comprend 11 pays en plus des pays de la zone euro, sur une période d'estimation de 28 ans (1980 - 2008).
Hofmann et Takats (2015)	Un durcissement monétaire de 100 points de base diminue les taux d'intérêt à court terme de 34 points de base, et ceux à long terme de 59 points de base. Pas d'influence du régime de change.	L'échantillon comprend 22 pays émergents et 8 petites économies ouvertes sur une période d'observation de 14 ans (2000 - 2014).

¹Ce tableau reprend les résultats empiriques des travaux discutés dans la revue de littérature. La première partie du tableau reprend les résultats relatifs aux cours des actions, la seconde partie sur les rendements obligataires, la troisième partie sur les taux de change et la dernière partie sur les taux d'intérêt.

Partie 2

Analyse empirique

Dans cette partie empirique du travail, nous allons étudier à travers une analyse économétrique la transmission internationale des chocs de politique monétaire américaine. En d'autres termes, nous allons tenter de démontrer empiriquement par quels canaux se transmettent les chocs de politique monétaire américaine, et quels en sont les impacts sur le reste du monde. Les chocs de politique monétaire seront mesurés de trois manières différentes au cours de l'analyse. Nous utiliserons successivement le Federal funds rate (qui est le taux directeur), le taux interbancaire à 3 mois ainsi qu'un choc monétaire supposé non anticipé. Ensuite, nous étudierons l'impact de ces chocs de politique monétaire sur différentes variables financières tels que les taux de change, les taux interbancaires domestiques et les cours boursiers. Notre analyse économétrique sera essentiellement composée de régressions en panel à effets fixes ainsi qu'en panel dynamique. Cette méthodologie ainsi que le choix des variables s'inspirent de plusieurs travaux tels que ceux d'Hofmann et Takats (2015), Iacoviello et Navarro (2019) ou encore Blot, Hubert et al. (2016).

Notre échantillon est composé de 26 pays, que nous pouvons séparer en trois catégories : les pays avancés¹, émergents² (EME) ainsi que les 12 premiers membres de l'Union Européenne³ (UE12). Nous travaillons avec des données trimestrielles, et la période étudiée commence au premier trimestre de l'année 1975 et se termine au deuxième trimestre de l'année 2020. Les données avec lesquelles nous travaillons proviennent essentiellement de Macrobond ainsi que des bases de données de l'OCDE.

¹Australie, Canada, Corée du Sud, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Suède

²Afrique du Sud, Chili, Chine, Inde, Mexique, Russie, Turquie

³Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Irlande, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni

Malgré que la qualité des données varie considérablement entre les pays, nous pensons que c'est un prix raisonnable à payer pour pouvoir travailler avec une base de données contenant plus de 4000 observations.

Le plan de cette analyse empirique est le suivant. La section 2.1 présente la méthodologie utilisée. La section 2.2 analyse la sensibilité du taux de change aux différentes variables de chocs de politique monétaire américaine. La section 2.3 étudie l'impact de ces variables sur le taux interbancaire domestique. Ensuite, la section 2.4 analyse l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours boursiers des pays de notre échantillon. Enfin, la section 2.5 est dédiée à l'estimation d'un Indice des Conditions Financières, et la section 2.6 synthétise les résultats de l'analyse empirique.

2.1 Méthodologie

Cette section présente la méthodologie empirique qui sera utilisée dans les sections 2.2 à 2.5. Comme évoqué dans l'introduction, cette analyse empirique a pour but d'étudier la transmission internationale des chocs de politique monétaire américaine. Pour ce faire, nous utiliserons tout au long de cette étude l'équation générique (2.1). Dans cette équation, $Rate^{US}$ est la variable qui mesure l'impact des décisions de politique monétaire de la Réserve fédérale sur les variables financières des pays étrangers. Au cours de ce travail, nous utiliserons trois variables différentes. La première variable que nous avons sélectionné est le Federal funds rate, qui est le taux directeur américain. Il s'agit du taux auquel les banques américaines peuvent se refinancer auprès de la Réserve fédérale. Nous avons choisi ce taux d'intérêt car il est fixé directement par la Banque Centrale et influence les conditions monétaires et financières aux États-Unis. Notons que nous avons remplacé le Federal funds rate par le Shadow rate tel que calculé par Wu et Xia (2016) pour la période allant de novembre 2008 à juillet 2015. Cet ajustement nous permet de tenir compte des effets des politiques monétaires non conventionnelles, telles que les programmes de rachat de titres et d'assouplissement quantitatif, lorsque les taux d'intérêt étaient quasiment nuls (Zero Lower Bound). Ensuite, notre deuxième variable est le taux interbancaire américain, qui est le taux auquel les banques américaines prêtent et empruntent entre elles. Malgré que son évolution soit quasiment identique à celle du taux directeur, le taux interbancaire est plus représentatif des conditions en vigueur sur le marché. De plus, il est raisonnable de penser que les taux d'intérêt étrangers réagissent davantage aux taux de marché

qu'au taux directeur. Contrairement à ce dernier, le taux interbancaire ne sera pas ajusté pendant la période où les taux d'intérêt étaient au plancher. La Figure 2.1 représente ces deux taux d'intérêt.

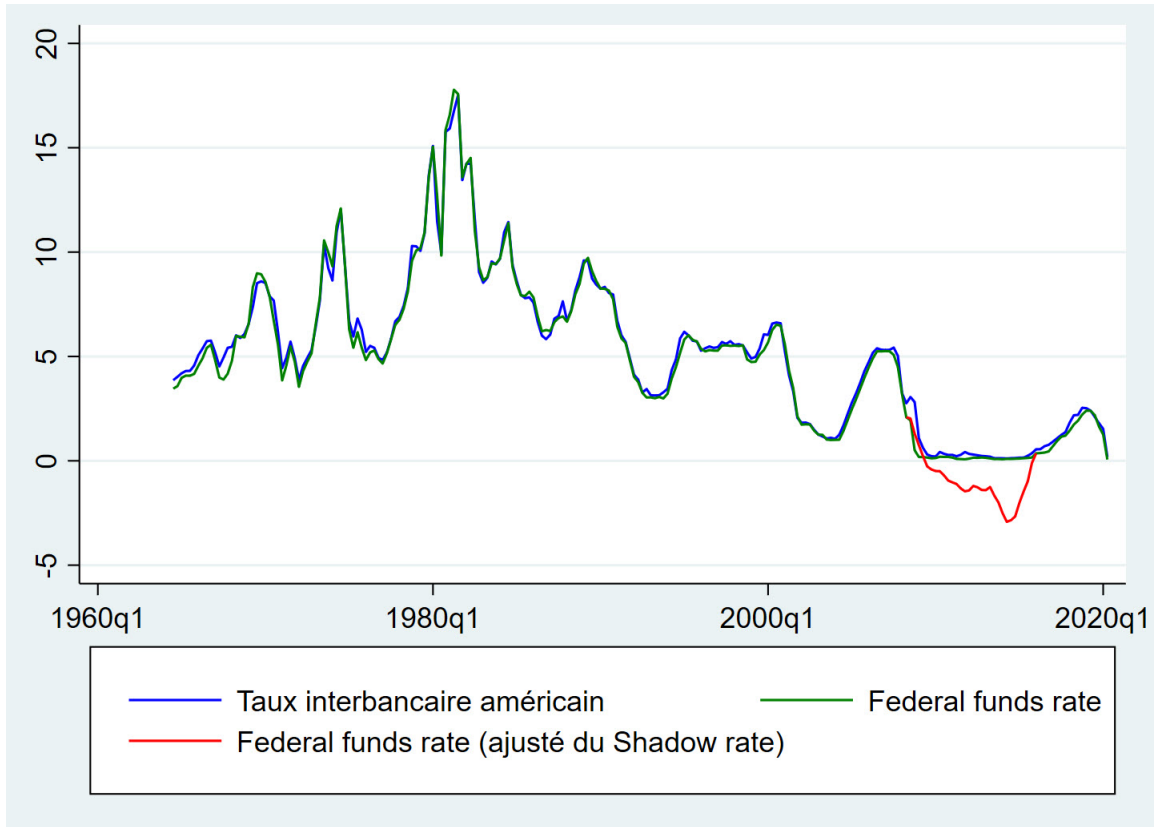


Figure 2.1: Taux directeur de la Réserve fédérale et taux interbancaire américain à 3 mois, tous deux exprimés en pourcentage. (Source : OCDE & Article de Wu et Xia (2016))

Pour notre dernière variable, nous allons estimer un choc monétaire que nous supposons être non anticipé par les agents économiques. La section 2.2.3 est dédiée à l'estimation et à l'impact de ce choc monétaire. Toujours dans l'équation (2.1), la variable y_{it} est notre variable dépendante, que nous remplacerons successivement par le taux de change, le taux interbancaire domestique, le cours des actions et un Indice des Conditions Financières.

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{it-1} + \beta_2 \Delta Rate_t^{US} + \beta_3 \Delta Rate_{t-1}^{US} + \gamma X_t^{US} + \varphi X_{it} + \beta_4 \Delta Rate_t^{US} \cdot kaopen +$$

$$\beta_5 \Delta Rate_{t-1}^{US} \cdot kaopen + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

Analysons les différentes variables de cette équation. Le vecteur X_{it} est composé des deux variables macroéconomiques principales, à savoir la croissance du PIB et l'inflation. Le vecteur X_t^{US} comprend les mêmes variables pour les États-Unis. L'inflation est calculée comme étant la variation d'un trimestre à l'autre du niveau général des prix (Consumer Price Index). Le PIB est quant à lui calculé en termes réels et est ajusté des variations saisonnières. Ensuite, $\Delta Rate_t^{US} \cdot kaopen$ est une variable d'interaction qui nous permet de tenir compte du niveau d'intégration du pays sur les marchés financiers internationaux. $kaopen$, tel que calculé par Chinn et Ito (2005), est basé sur les restrictions transfrontalières des transactions financières. Dans cette étude, nous utilisons l'indice qui a été normalisé par les auteurs. Ainsi, ce dernier vaut 1 lorsque le pays est bien intégré sur les marchés financiers internationaux, et vaut 0 autrement. α_i représente les facteurs non observés constants dans le temps, c'est l'effet fixe. ε_{it} représente les facteurs non observés qui varient dans le temps, également appelé effet idiosyncratique. Enfin, Δ représente la différence première, et les taux de change, les cours boursiers ainsi que les PIB sont exprimés en logarithme. Nous privilégions la spécification en différence première pour plusieurs raisons. Dans un premier temps, cette méthode nous permet d'éliminer les facteurs non observés constants dans le temps tels que les caractéristiques démographiques et géographiques des différents pays. De plus, utiliser la différence première est idéal pour étudier la dynamique de court terme, et cette spécification est privilégiée dans la majorité des travaux empiriques, particulièrement ceux dont nous nous inspirons dans cette étude.

Nous estimerons les différentes équations par un modèle en panel à effets fixes. Dans ce dernier, l'hypothèse d'identification est la suivante : les facteurs non observables qui pourraient affecter simultanément le côté gauche et le côté droit de la régression sont invariants dans le temps. Cette hypothèse nous permet d'éliminer le biais de la variable omise, et les variations entre pays ne sont pas prises en compte dans l'estimation des coefficients. Cette méthode nous permet également de contrôler les différences entre les pays, telles que les différences institutionnelles ou le degré de réactivité à quelque politique économique. Cette approche se basant essentiellement sur les variations au sein d'un même pays, il est nécessaire d'avoir suffisamment d'observations et de variations dans les variables étudiées (ce qui est le cas dans notre étude). Les coefficients estimés de chaque variable explicative indiquent l'effet moyen de cette variable, c'est-à-dire la pente commune moyenne à travers les groupes. La régression rapporte donc seulement l'effet intra-groupe moyen.

Terminons cette note méthodologique par une remarque importante. Au cours de cette analyse empirique, nous ne justifions pas quelles sont les causes des hausses des taux intérêt américains que nous utilisons comme mesure du choc de politique monétaire. Ces dernières pourraient être par exemple la conséquence d'une croissance économique mondiale, ce qui pourrait signifier qu'une hausse des taux d'intérêt à l'étranger n'est pas un effet de débordement de la politique monétaire américaine, mais plutôt une réaction normale des Banques Centrales étrangères pour stopper l'inflation grandissante. Néanmoins, nous limitons en partie cette problématique en incluant dans notre équation des variables étrangères telles que la production ou l'inflation. Pour tenir entièrement compte de cette problématique, l'utilisation d'un modèle structurel est recommandé, mais dépasse le cadre de ce travail.

2.2 Sensibilité du taux de change

Commençons par étudier les impacts de la politique monétaire américaine sur le taux de change des pays de notre échantillon. Ce dernier est mesuré comme le nombre d'unité de monnaie domestique qu'il est possible d'acquérir avec un dollar. C'est donc un taux de change nominal bilatéral. Afin de le modéliser, nous utilisons l'équation (2.1), qui a une spécification semblable à celle du modèle analysé dans la section 1.1. Les taux d'intérêt étant exprimés en pourcentage et le taux de change étant exprimé en décimale, nous diviserons le Federal funds rate ainsi que le taux interbancaire par 100 afin de faciliter notre analyse.

En amont, nous avons vérifié si le degré d'impact de la politique monétaire américaine sur le taux de change était lié au régime de change. Pour vérifier cela, nous avons ajouté des variables d'interactions prenant en compte le régime de change dans l'équation (2.1). Ces dernières n'étant pas statistiquement significatives, nous avons conclu que l'impact du choc monétaire ne dépend pas du régime de change. Ceci pourrait notamment s'expliquer par le fait que même les pays qui laissent flotter leur taux de change interviennent pour le stabiliser, en intervenant directement sur le marché des changes (FOREX) ou en modifiant leur taux directeur.

2.2.1 Impact du Federal funds rate

Dans l'équation (2.1), notre variable dépendante est le logarithme du taux de change nominal bilatéral, qui est représenté par s_{it} . L'indice i représente le pays et t le trimestre. La variable $Rate^{US}$ représente le Federal funds rate. Analysons dans un premier temps le coefficient du Federal funds rate, qui est repris dans la Table 2. Ce dernier est statistiquement significatif à 1% et est intuitif. En effet, il est positif, ce qui signifie qu'une hausse du Federal funds rate entraîne une dépréciation du taux de change. Ceci s'explique intuitivement de la manière suivante. Lorsque la Réserve fédérale augmente son taux d'intérêt directeur, il devient plus intéressant d'acheter des actifs financiers américains tels que des Bons du Trésor. Pour certains investisseurs, la réponse optimale sera de vendre une partie des actifs détenus en monnaie étrangère afin d'acquérir des dollars pour pouvoir investir aux États-Unis. Il s'en suit une entrée de capitaux, dont l'importance dépend de l'ampleur de la variation du taux directeur américain. Ceci aura pour effet une dépréciation du taux de change, et donc une augmentation de la valeur du dollar par rapport à la monnaie domestique. Les résultats de la régression sont repris dans la Table 2. Une variation positive du Federal funds rate de 1 point de pourcentage a pour effet une variation positive du taux de change de 0.48 point de pourcentage, ce qui signifie que la valeur du dollar augmente de 0.48% par rapport à la monnaie domestique. En analysant le coefficient de la variable d'interaction, on observe que le degré de dépréciation est quasiment doublé pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux. Le coefficient vaut 0.37, ce qui signifie que l'effet du taux directeur sur le taux de change s'amplifie de 0.37 point de pourcentage. En d'autres termes, pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux, leur monnaie se déprécie de 0.85% par rapport au dollar.

En ce qui concerne les autres variables du modèle, on observe également une relation positive entre le taux de change et sa valeur passée, ce qui n'est pas vraiment surprenant. Ensuite, le coefficient de l'inflation américaine est négatif, ce qui est intuitif si l'on se réfère, comme dans la section 1.1, à la relation PPA. Rappelons que cette dernière peut être décrite mathématiquement grâce à l'équation (2.2), où ΔP représente respectivement la variation des prix dans les pays de l'échantillon ainsi qu'aux États-Unis.

$$\Delta s_t = \Delta P_t - \Delta P_t^{US} \quad (2.2)$$

D'après cette relation, les pays ayant des taux d'inflation élevés devraient voir leur monnaie se déprécier à un taux élevé. Dans notre spécification, le dollar est la monnaie étrangère. Une augmentation des prix américains en t diminue le taux de change, c'est-à-dire que ce dernier s'apprécie. En d'autres termes, la monnaie domestique prend de la valeur au détriment du dollar. Analysons à présent l'effet de la production domestique sur le taux de change. Le coefficient négatif du PIB domestique n'est pas intuitif. En effet, selon le modèle monétaire, une augmentation du PIB devrait s'accompagner d'une hausse de la demande de monnaie. Il s'en suit une hausse du niveau des prix afin de rétablir l'équilibre sur le marché monétaire. En se référant à nouveau à la relation PPA, une hausse des prix dans le pays domestique devrait déprécier sa monnaie, le taux de change devrait donc augmenter. Avec le même raisonnement, le coefficient négatif du PIB américain est quant à lui intuitif. Une autre explication plus générale serait la suivante. Un accroissement du PIB devrait faire pression sur le marché du travail. L'emploi étant plus élevé pour assurer la hausse de la production, les employés disposent d'un pouvoir de négociation plus important, ce qui leur permet de négocier une hausse des salaires. Ceci va se traduire par une hausse des prix fixés par l'entreprise ainsi qu'une dépréciation du taux de change.

Après avoir analysé les effets contemporains, discutons des effets de persistance. Le coefficient de la variable $Rate^{US}$ retardé d'une période vaut 0.21 et est significatif à 5%. Cela suggère que l'ajustement du taux de change suite à une variation du Federal funds rate se poursuit la période suivante. Ensuite, le coefficient de la variable d'interaction retardé d'une période est négatif mais faiblement significatif. A présent que toute la dynamique du modèle a pu être réalisée, nous pouvons analyser les effets à plus long terme. Pour ce faire, nous éliminons les indices temporels et réestimons un nouveau coefficient, approximé par $(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3)/(1 - \hat{\beta}_1)$. Ce dernier vaut 0.8526 pour les pays faiblement intégrés sur les marchés financiers internationaux et 1.0064 pour les autres. A long terme, une hausse du Federal funds rate entraîne donc une dépréciation plus importante du taux de change pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux.

2.2.2 Impact du taux interbancaire américain

Après avoir étudié l'impact du Federal funds rate sur le taux de change, nous pouvons légitimement nous demander si cet effet diffère lorsque le taux interbancaire américain est à l'origine du choc monétaire. Pour ce faire, nous remplaçons $Rate^{US}$ par le taux interbancaire américain⁴ dans l'équation (2.1). Les résultats de cette régression sont également reportés dans la Table 2. Les coefficients sont similaires à ceux estimés précédemment, tant en terme de significativité statistique qu'en terme de grandeur. L'impact du taux interbancaire est très proche de celui obtenu avec le Federal funds rate. En effet, une variation positive du taux interbancaire américain de 1 point de pourcentage conduit à une dépréciation du taux de change de 0.42 point de pourcentage. L'effet contemporain est donc plus élevé pour le Federal funds rate, mais l'effet de persistance est plus élevé pour le taux interbancaire américain. Comme précédemment, cet effet s'amplifie lorsque le pays est bien intégré sur les marchés financiers internationaux pour atteindre 0.74 point de pourcentage. L'impact du degré d'intégration sur les marchés financiers internationaux en période contemporaine est également similaire entre les deux variables de taux d'intérêt.

Il n'est pas surprenant d'avoir des résultats similaires entre nos deux spécifications, étant donné que le taux interbancaire et le taux directeur sont intimement liés. En effet, le premier est le taux en vigueur sur le marché interbancaire, c'est-à-dire le marché sur lequel les banques prêtent et empruntent entre elles. Le second est le taux auquel les banques peuvent se refinancer auprès de la Banque Centrale. Plus précisément, le taux interbancaire évolue dans un corridor déterminé par la Banque Centrale. D'un côté, il ne peut pas être supérieur au taux de prêt marginal, c'est-à-dire le taux d'intérêt payé par les banques lorsqu'elles placent des fonds à la Banque Centrale. De l'autre côté, il ne peut pas être inférieur au taux de dépôts de la Banque Centrale, c'est-à-dire le taux auquel les banques sont rémunérées lorsqu'elles placent des fonds à la Banque Centrale. En somme, le taux directeur ainsi que le taux interbancaire fluctuent tous les deux dans le même corridor.

⁴Rappelons qu'il n'existe pas de Shadow rate pour cette variable, ce qui pourrait réduire la variabilité sur la période 2008 - 2015.

Table 2. Impact sur le taux de change ¹		
Variable explicative	Federal funds Rate	Taux interbancaire
Δs_{it-1}	0.1836*** (0.0410)	0.1886*** (0.0411)
$\Delta Rate_t^{US}$	0.4820*** (0.1283)	0.4247*** (0.1189)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}$	0.2141** (0.0961)	0.2367* (0.1257)
$\Delta \ln GDP$	-0.2374** (0.1087)	-0.2374** (0.1098)
$\Delta \ln GDP^{US}$	-0.1895** (0.0748)	-0.2028** (0.0778)
Inflation	0.0084*** (0.0008)	0.0084*** (0.0008)
Inflation ^{US}	-0.0121*** (0.0018)	-0.0121*** (0.0018)
$\Delta Rate_t^{US} .kaopen$	0.3677** (0.1734)	0.3223* (0.1610)
$\Delta Rate_{t-1}^{US} .kaopen$	-0.2422* (0.1261)	-0.0166 (0.1439)
R^2 within	23.50%	23.41%
R^2 between	99.35%	99.34%
Observations	4178	4178

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement.

2.2.3 Choc monétaire non anticipé

Estimation du choc monétaire

Dans les deux sous-sections précédentes, nous avons utilisé le Federal funds rate ainsi que les taux d'intérêt américains à court terme comme principaux déterminants du choc monétaire. Néanmoins, cette méthode a pour principale faiblesse que les évolutions de ces deux variables sont anticipées par les agents économiques. Nos coefficients sont donc probablement sous-estimés puisque les taux de change se sont déjà ajustés. En effet, lorsque les agents anticipent une politique monétaire restrictive, et donc une hausse des taux d'intérêt, ils intègrent cette information et modifient leurs comportements en conséquence. La simple anticipation d'un durcissement des conditions monétaires a déjà un impact sur certaines variables, à l'instar du taux de change. L'impact sur nos variables dépendantes n'a donc pas été correctement évalué. Afin de pallier ce problème, nous allons estimer un choc monétaire qui est supposé être non anticipé par les agents économiques. En nous inspirant de Iacoviello et Navarro (2019), nous estimons le choc monétaire comme étant le résidu de l'équation (2.3).

$$FED_t = \beta_0 + \beta_1 FED_{t-1} + \gamma X_t^{US} + \epsilon_t^{MP} \quad (2.3)$$

Dans un premier temps, nous estimons le choc à l'aide de données trimestrielles. Comme précédemment, FED représente le Federal funds rate (toujours ajusté avec le Shadow rate pour la période juillet 2008 à novembre 2015). Le vecteur X_t^{US} comprend plusieurs variables américaines, à savoir l'inflation contemporaine et retardée d'une période, l'écart de production contemporain et retardé d'une période, ainsi que le corporate spread. Ce dernier correspond à la différence entre le Moody's seasoned Baa corporate bond yield et le rendement du Bon du Trésor américain à 10 ans. Enfin, ϵ_t^{MP} correspond au choc monétaire estimé, qui est reporté en annexe (Figure 2.5). Une politique monétaire restrictive correspond à un choc positif, et à l'inverse, le choc est négatif en cas de politique monétaire expansionniste. A titre d'exemple, la forte hausse observée au début des années 1980 correspond à la politique très restrictive de Paul Volcker, président de la Réserve fédérale à l'époque. L'objectif était de stopper la hausse importante de l'inflation, au prix d'une récession et d'une hausse du taux de chômage. En analysant l'évolution récente du choc, il est assez surprenant d'observer une hausse de ce dernier en 2020. En effet, la crise sanitaire actuelle a poussé les Banques Centrales à réagir avec des politiques monétaires expansionnistes. Ce fut le cas pour la Réserve fédérale.

Lorsque l'on utilise des données trimestrielles, les effets de politique monétaire sont lissés. Afin d'avoir un choc monétaire qui corresponde mieux à la réalité, nous allons à présent l'estimer à l'aide de données mensuelles. Pour ce faire, nous estimons à nouveau l'équation (2.3), avec comme différence que l'écart de production n'entre plus dans l'équation, les données n'étant pas disponibles mensuellement. L'inflation est à présent calculée comme étant la variation des prix entre un mois donné et le même mois l'année précédente.

Une fois que nous avons estimé ce choc mensuel, deux méthodes s'offrent à nous pour le transformer en données trimestrielles. La première consiste à faire une simple moyenne arithmétique des 3 chocs estimés pour chaque trimestre. La deuxième méthode consiste à ne garder que le choc estimé du premier mois du trimestre. Cette dernière fournit un choc monétaire plus volatile que celui de la première méthode. Garder le choc du dernier mois n'est pas approprié car il est estimé après que la variable dépendante se soit ajustée. L'utilisation du choc estimé du premier mois nous permet de mesurer l'impact du choc au cours du même trimestre. Ces deux chocs sont représentés sur la Figure 2.2 et 2.3.

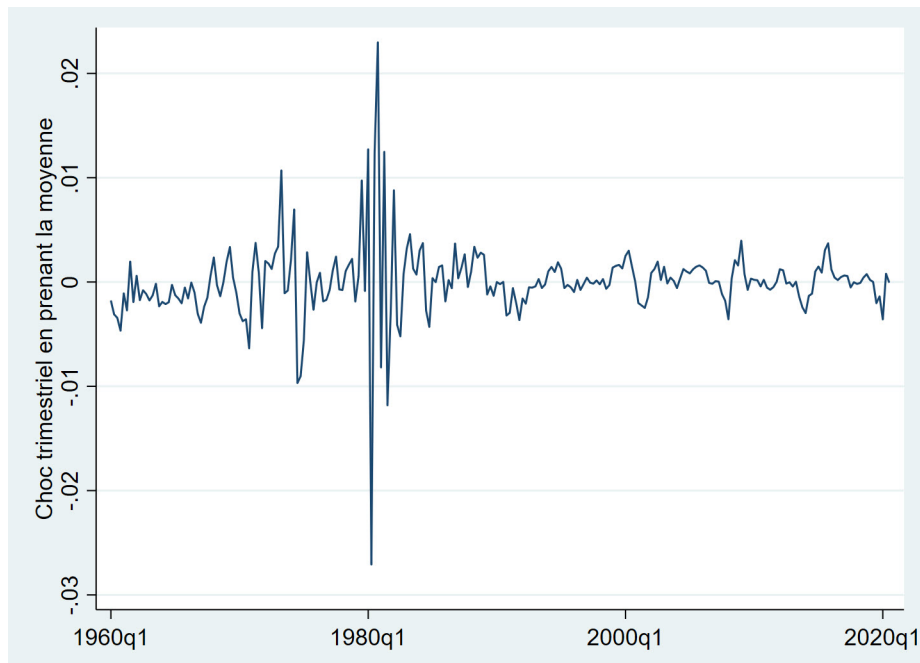


Figure 2.2: Choc monétaire estimé avec la première méthode, c'est-à-dire que le choc trimestriel a été calculé comme la moyenne des chocs mensuels du trimestre. *Source : OCDE & Macrobond - Calculs : Auteur*

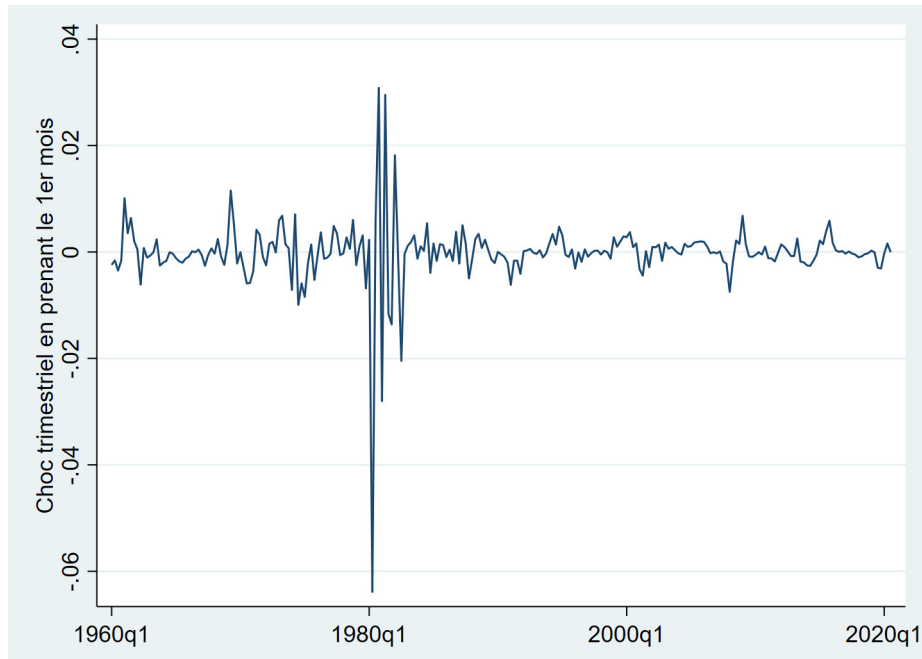


Figure 2.3: Choc monétaire estimé avec la deuxième méthode, c'est-à-dire que le choc trimestriel correspond au choc mensuel du premier mois. *Source : OCDE & Macrobond - Calculs : Auteur*

Impact du choc monétaire

A présent que nous avons construit deux chocs monétaires qui sont supposés ne pas être anticipés, nous pouvons à nouveau estimer l'équation (2.1), en remplaçant successivement $Rate^{US}$ par nos deux chocs monétaires estimés. Nous avons également supprimé le terme d'interaction $kaopen$, le coefficient de ce dernier n'étant pas significatif lorsque nous l'incluons dans la régression, ce qui suggère que l'impact du choc monétaire non anticipé est de même ampleur pour les pays qui sont peu et bien intégrés sur les marchés financiers.

Les résultats des deux régressions sont reportés dans la Table 3. Analysons dans un premier temps les résultats obtenus lorsque nous utilisons le choc monétaire calculé par la première méthode. Le coefficient du choc est significatif à 1% et est positif. Il s'interprète comme suit. Lorsque le choc monétaire augmente, c'est-à-dire que la politique monétaire américaine devient plus restrictive, le taux de change tend à se déprécier (rappelons que ce dernier est mesuré comme étant le nombre d'unité de monnaie domestique qu'il est possible d'acquérir avec un dollar, et donc par conséquent une hausse du taux de change correspond à une dépréciation de la monnaie domestique par rapport au dollar). Ce résultat est intuitif. En effet, l'outil principal de la Réserve fédérale pour la mise

en place d'une politique monétaire restrictive est une hausse de son taux d'intérêt directeur. Une augmentation de ce dernier a pour conséquence de rendre certains actifs américains plus attractifs. Il s'en suit des entrées de capitaux aux États-Unis, aux dépens d'autres pays, qui voient leur monnaie perdre de la valeur. Ensuite, il apparaît que l'impact du choc monétaire retardé d'une période sur le taux de change est plus important que l'effet contemporain. Il semblerait donc que l'entièreté de l'impact du choc ne se fasse pas ressentir instantanément. Enfin, le coefficient de l'inflation américaine est positif, ce qui n'est pas intuitif si l'on se réfère, comme dans la section 2.2.1, à la relation PPA. Analysons à présent les résultats obtenus à l'aide de la deuxième méthode. Les coefficients du choc monétaire contemporain et retardé sont plus faibles, mais toujours positifs. A présent, l'effet du choc contemporain est plus important que l'effet retardé. Les autres résultats sont très similaires entre les deux méthodes.

A présent que toute la dynamique du modèle a pu être réalisée, nous pouvons analyser les effets à plus long terme. Pour ce faire, nous procédons comme dans la section 2.2.1, en éliminant les indices temporels et en réestimant un nouveau coefficient, approximé par $(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3)/(1 - \hat{\beta}_1)$. Ce dernier vaut 2.87 pour le choc de la première méthode et 1.40 pour celui de l'autre méthode.

Notons que les coefficients des chocs monétaires estimés dans la Table 3 et ceux de la Table 2 doivent être comparés avec prudence. En effet, nous avons utilisé des données trimestrielles lors des premières régressions, alors que nous utilisons à présent des données mensuelles. Notons également que nous nous attendions à avoir un coefficient du choc monétaire non anticipé plus faible que celui obtenu lorsque nous avons régressé le Federal funds rate sur le taux de change, puisqu'il est attendu que le taux de change réagisse davantage aux variations anticipées qu'aux variations non anticipées.

Table 3. Impact du choc monétaire sur le taux de change ¹		
Variable explicative	Première méthode (moyenne)	Deuxième méthode (1 ^{er} mois)
Δs_{it-1}	0.2825*** (0.0360)	0.2827*** (0.0358)
ϵ_t^{MP}	0.8467*** (0.1421)	0.6275*** (0.0685)
ϵ_{t-1}^{MP}	1.2122*** (0.1713)	0.3803*** (0.0621)
$\Delta \ln GDP$	-0.3054** (0.1394)	-0.3084** (0.1387)
$\Delta \ln GDP^{US}$	-0.0829 (0.1242)	-0.0532 (0.1240)
Inflation	0.0006** (0.0003)	0.0006** (0.0003)
Inflation ^{US}	0.0009* (0.0004)	0.0015*** (0.0004)
R^2 within	14.94%	14.80%
R^2 between	72.69%	72.27%
Observations	4069	4069

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement.

A ce stade, il serait intéressant de comparer nos résultats avec ceux que l'on obtient en utilisant un choc monétaire résultant d'une méthode d'estimation plus complexe. Dans leur article paru en 2019, Bu, Rogers et al. ont développé une approche basée sur une régression des moindres carrés partiels afin d'identifier les chocs de politique monétaire américaine. Réestimons à présent l'équation (2.1) en remplaçant ϵ_t^{MP} et ϵ_{t-1}^{MP} par le choc estimé par les auteurs. Les données n'étant disponible qu'à partir de 1994, nous estimons les trois équations⁵ sur la période 1994Q1 - 2020Q2 afin de faire une comparaison la plus fiable possible⁶. En terme de significativité statistique et d'interprétation, nos résultats en période contemporaine sont similaires à ceux obtenus à l'aide du choc monétaire

⁵Impact du choc calculé par les auteurs, ainsi que l'impact des deux chocs que nous avons estimés.

⁶Les résultats de ces régressions sont reportés en annexe (Table A1).

des auteurs. En revanche, nos résultats diffèrent de ceux des auteurs en ce qui concerne la période retardée. En effet, nos coefficients sont négatifs, contrairement à celui des auteurs qui est positif et de même ampleur que le coefficient contemporain. Cette comparaison nous permet donc de démontrer que notre modélisation assez simple du choc monétaire fournit des résultats similaires en période contemporaine à ceux obtenus via des méthodes plus complexes. Dans la suite de ce travail, nous n'utiliserons plus que le choc monétaire construit à l'aide de la deuxième méthode (données du premier mois), ce dernier étant plus volatile et permettant de mieux capturer la volatilité du taux de change.

Impact du choc monétaire sur 3 sous-échantillons

Nous pouvons approfondir notre étude en analysant l'impact du choc monétaire sur nos 3 sous-échantillons, afin de voir si les pays émergents, les pays avancés, et les pays UE12 réagissent différemment. Pour ce faire, nous réestimons l'équation (2.1) sur nos 3 sous-échantillons. Les coefficients du choc contemporain et retardé sont reportés dans la Table 4. On observe que le choc monétaire américain contemporain semble avoir un impact plus important sur le taux de change pour les pays émergents. Cet impact est plus de deux fois plus important pour les 7 pays émergents de notre échantillon par rapport aux 7 pays avancés, et 1.5 fois plus important par rapport aux pays européens. En d'autres termes, lorsque la politique monétaire américaine devient plus restrictive (c'est-à-dire lorsque le choc augmente), les monnaies des pays émergents perdent plus en valeur que celles des pays avancés et européens. En ce qui concerne l'impact du choc retardé, il est plus faible que celui du choc contemporain pour les 3 sous-échantillons. Pour les pays émergents, il est quasiment nul. Cela suggère que le taux de change de ces derniers s'adapte majoritairement en période contemporaine, contrairement aux pays avancés et européens dont l'ajustement se poursuit la période suivante.

Table 4. Impact du choc monétaire sur nos 3 sous-échantillons		
	ϵ_t^{MP}	ϵ_{t-1}^{MP}
Échantillon complet	0.6275*** (0.0685)	0.3803*** (0.0621)
Pays avancés	0.4712*** (0.0705)	0.2632** (0.0806)
Pays émergents	1.0911*** (0.2615)	0.0531 (0.5742)
UE12	0.6741** (0.0733)	0.4635*** (0.0445)

Selon Blot, Hubert et al. (2016), les pays émergents ont plus de difficultés à faire face aux sorties de capitaux, notamment parce que les marchés sont moins liquides, ce qui rend plus difficile la conduite de la politique monétaire. Cette dernière permet généralement d'atténuer l'impact des chocs monétaires étrangers sur le taux de change. Les pays émergents sont donc moins à même d'absorber les chocs sur le taux de change que les pays avancés bénéficiant d'une politique monétaire plus autonome. De plus, une volatilité plus importante des flux de capitaux dans les pays émergents pourrait également expliquer cette plus grande sensibilité de leur taux de change. Au fil du temps, ils ont ainsi connu des périodes d'entrées massives de capitaux suivies de périodes de sorties massives de capitaux (sudden stop). Le potentiel de croissance plus élevé que celui des pays avancés attire de nombreux investisseurs lorsque la situation économique est favorable. En revanche, l'exposition plus importante de ces pays aux différents chocs économiques fait fuir bon nombre d'investisseurs lorsque la conjoncture économique est morose. Ainsi, un certain manque de confiance des investisseurs en une reprise économique rapide et pérenne associée à des comportements moutonniers expliqueraient donc en partie les sorties de capitaux plus importantes des pays émergents, et donc la dépréciation plus importante du taux de change observée. Enfin, Akinci et Queralto (2019) ont démontré qu'un endettement important en dollar ainsi que des frictions financières (tel qu'un marché du crédit imparfait) avaient pour effet d'amplifier l'impact d'un choc monétaire américain sur le taux de change des pays émergents.

Évolution temporelle de l'impact du choc monétaire

Pour conclure cette sous-section dédiée à l'impact du choc monétaire américain sur le taux de change, nous allons analyser si l'effet du choc varie au cours du temps. Pour ce faire, nous avons estimé notre équation récursivement⁷, en agrandissant notre fenêtre d'estimation d'une année à chaque récursion. Pour avoir un nombre de données suffisant, notre plus petite période d'estimation s'étend de 1975 à 1982, soit un total de 32 trimestres. L'ensemble des coefficients obtenus sont reportés sur la Figure 2.4. Ainsi, à titre d'exemple, le coefficient du choc monétaire de l'année 2000 correspond à celui obtenu à partir de la régression portant sur la période 1975 à 2000.

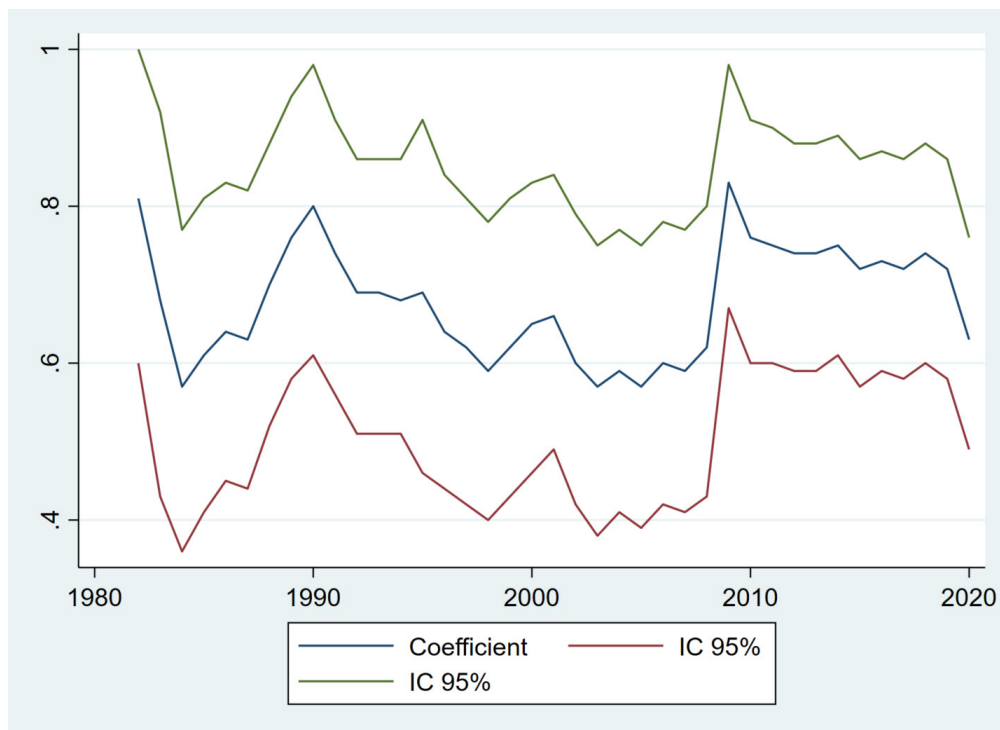


Figure 2.4: Évolution dans le temps du coefficient du choc monétaire. *Source : OCDE & Macrobond*
- *Calculs : Auteur*

Deux éléments principaux ressortent de la Figure ci-dessus. Premièrement, la valeur des coefficients ne varie que très peu au fil du temps, fluctuant majoritairement entre 0.6 et 0.8. Deuxièmement, une grande partie des coefficients sont compris dans le même intervalle de confiance. Ces deux éléments nous permettent de conclure que l'impact du choc monétaire sur le taux de change n'a pas significativement varié au cours de ces 40 dernières années.

⁷Notons que cette régression reprend l'ensemble des 26 pays du panel.

2.2.4 Analyse des effets d'asymétries sur le taux de change

Dans les sous-sections précédentes, nous avons supposé que les variables s'ajustaient de la même manière, que la variation de nos variables de chocs monétaires soit positive ou négative. Or, la réalité est souvent bien plus complexe. Cette section a pour objectif de lever cette hypothèse, en analysant la sensibilité du taux de change à une hausse et à une baisse de nos variables de chocs monétaires.

Afin d'étudier ces effets d'asymétries, nous utilisons à nouveau l'équation (2.1), à laquelle nous rajoutons deux nouvelles variables d'interaction. Pour construire ces variables, nous avons d'abord créé une nouvelle variable binaire. Cette dernière, dénotée par $\Delta Rate_t^{US} neg$, vaut 0 lorsque la variation de la variable de choc monétaire est positive, et vaut 1 lorsque cette variation est négative. Notre première variable d'interaction est donc $\Delta Rate_t^{US} \cdot \Delta Rate_t^{US} neg$. Ainsi, pour analyser l'impact d'une diminution du taux d'intérêt américain sur le taux de change, il suffira d'ajouter le coefficient de cette variable d'interaction au coefficient de la variable $\Delta Rate_t^{US}$. Notre deuxième variable d'interaction est simplement la variable que nous venons de construire retardée d'une période. Notre variable dépendante est le taux de change nominal bilatéral, toujours dénoté par s_{it} . Les résultats de ces régressions sont reportés dans la Table 5.

Analysons dans un premier temps les coefficients du Federal funds rate. Une variation positive de ce dernier d'un point de pourcentage entraîne une variation positive du taux de change de 0.74 point de pourcentage. Pour les raisons évoquées dans la section 2.2.1, le taux de change se déprécie. Une variation négative du Federal funds rate d'un point de pourcentage s'accompagne d'une appréciation du taux de change de 0.13 point de pourcentage (0.74 - 0.61). Cet effet est donc moins important et quasiment nul, ce qui suggère que le taux de change est plus sensible à une hausse du Federal funds rate plutôt qu'à une baisse de ce dernier. Pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux, l'impact d'une variation négative du Federal funds rate d'un point de pourcentage entraînera une appréciation du taux de change de 0.5 point de pourcentage (0.74 + 0.37 - 0.61). Cet effet est donc deux fois plus faible que celui observé pour une variation positive du Federal funds rate (0.74 + 0.37). Les coefficients d'inflation et de PIB s'interprètent de la même manière que dans la section 2.2.1. En effectuant le même raisonnement analytique pour nos deux autres variables de choc monétaire, nous observons également que le taux de change semble être plus sensible à une hausse du taux interbancaire américain et du choc monétaire plutôt qu'à une baisse de ces derniers.

Après avoir analysé les effets contemporains, discutons des effets de persistance. Le coefficient du Federal funds rate retardé d'une période vaut 1.14 pour les pays peu intégrés sur les marchés financiers internationaux et est significatif à 5%. Comme nous l'avons vu précédemment, l'ajustement du taux de change suite à une variation positive du taux directeur américain se poursuit la période suivante. Ensuite, une variation négative du Federal Funds rate d'un point de pourcentage s'accompagne d'une variation du taux de change de -0.37 point de pourcentage pour ces mêmes pays (1.14 - 1.51), c'est-à-dire qu'il se déprécie. Comme nous l'avons observé ci-dessus, le taux de change semble être plus sensible à une hausse du Federal funds rate. Pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux, l'impact retardé sur le taux de change d'une variation négative du taux directeur américain d'un point de pourcentage vaut -0.60 (1.14 - 0.23 - 1.51).

Toute la dynamique du modèle ayant pu être réalisée, nous pouvons faire comme dans la section 2.2.1 et analyser les effets à plus long terme. Nous utilisons la même technique, en éliminant les indices temporels et réestimant un nouveau coefficient, approximé par $(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3)/(1 - \hat{\beta}_1)$. La Table 6 synthétise les résultats pour une variation du Federal funds rate. A long terme, les résultats suggèrent qu'une variation négative du taux directeur américain entraîne une variation quasiment nulle du taux de change. Les résultats sont similaires pour le taux interbancaire américain (Table 7).

Table 5. Effets d'asymétries sur le taux de change¹

Variable explicative	Federal funds Rate	Taux interbancaire	Choc monétaire
Δs_{it-1}	0.1749*** (0.0395)	0.1859*** (0.0404)	0.2763*** (0.0372)
$\Delta Rate_t^{US}$	0.7422*** (0.1471)	0.5907*** (0.1456)	2.1317*** (0.2515)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}$	1.1367** (0.1411)	0.9335*** (0.1356)	0.6747** (0.2513)
$\Delta \ln GDP$	-0.2409** (0.1096)	-0.2435** (0.1103)	-0.3167** (0.1393)
$\Delta \ln GDP^{US}$	-0.0949 (0.0740)	-0.1520** (0.0783)	0.0487 (0.1292)
Inflation	0.0081*** (0.0008)	0.0081*** (0.0008)	0.0007** (0.0003)
Inflation ^{US}	-0.0151*** (0.0020)	-0.0143*** (0.0019)	-0.0003 (0.0007)
$\Delta Rate_t^{US}.kaopen$	0.3751* (0.1747)	0.3267* (0.1603)	-
$\Delta Rate_{t-1}^{US}.kaopen$	-0.2338* (0.1204)	0.0101 (0.1387)	-
$\Delta Rate_t^{US}.\Delta Rate_t^{US}neg$	-0.6100*** (0.1730)	-0.2719* (0.1466)	-2.3641*** (0.3725)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}.\Delta Rate_{t-1}^{US}neg$	-1.5118*** (0.2206)	-1.2157*** (0.2192)	-0.4615 (0.3210)
R^2 within	24.61%	24.01%	15.81%
R^2 between	99.40%	99.41%	72.57%
Observations	4176	4176	4069

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement.

Table 6. Effets à long terme pour une variation du Federal funds rate		
	Faiblement intégré	Bien intégré
Variation positive	2.29	2.46
Variation négative	-0.29	-0.12

Table 7. Effets à long terme pour une variation du taux interbancaire américain		
	Faiblement intégré	Bien intégré
Variation positive	1.87	2.28
Variation négative	0.04	0.57

2.3 Sensibilité du taux interbancaire domestique

Dans cette section, nous étudions l'impact des actions menées par la Réserve fédérale sur les taux d'intérêt à court terme des pays de notre échantillon. Ces derniers sont approximés par le rendement à 3 mois des taux interbancaires, qui sont les taux d'intérêt en vigueur sur les prêts à court terme entre les banques. Comme dans la section précédente, nous analysons l'impact d'une variation du Federal funds rate et du taux interbancaire américain, mais à présent sur les taux interbancaires domestiques. En ce qui concerne le régime de change, il ne semble pas jouer un rôle déterminant, c'est pourquoi nous n'ajoutons pas de variables d'interaction qui prennent en compte les différences de régime de change entre pays. Ces dernières n'étant pas statistiquement significatives, cela signifie que l'impact d'une variation du Federal funds rate ou du taux interbancaire américain n'est pas statistiquement différent entre les pays qui fixent leur taux de change et ceux qui le laisse flotter. Nous travaillons toujours avec un modèle en panel à effets fixes.

2.3.1 Impact du Federal funds rate

Dans l'équation (2.1), la variable dépendante est désormais le taux interbancaire domestique, qui est représenté par R_{it} . L'indice i fait référence au pays et t au trimestre. Les résultats de la régression sont reportés dans la Table 8. L'effet du Federal funds rate est intuitif, puisqu'une augmentation de ce dernier entraîne également une augmentation du taux interbancaire domestique. Néanmoins, le coefficient n'est pas statistiquement significatif pour les pays faiblement intégrés sur les marchés financiers internationaux. Le fait que les taux d'intérêt de ces pays soient déconnectés des taux étrangers pourrait expliquer pourquoi la relation n'est pas statistiquement significative. Pour les autres pays, une hausse du taux interbancaire américain d'un point de pourcentage devrait augmenter le taux interbancaire domestique de 0.26 point de pourcentage. Ce résultat est intuitif et significatif à 10%. En ce qui concerne l'impact du Federal funds rate retardé, les résultats sont similaires à ceux observés en période contemporaine. Les taux d'intérêt domestiques à court terme des pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux ne s'ajustent donc pas totalement au taux directeur américain en période contemporaine, mais continuent de s'adapter au trimestre suivant. Cet ajustement permet au pays domestique d'éviter une sortie trop importante de capitaux, les taux américains étant plus attractifs suite à la hausse du Federal funds rate.

2.3.2 Impact du taux interbancaire américain

Comme nous l'avons fait dans la section 2.2, nous allons analyser si l'impact sur le taux interbancaire domestique diffère lorsque ce sont les taux interbancaires américains qui varient. $Rate^{US}$ fait désormais référence au taux interbancaire américain et la variable dépendante est toujours le taux interbancaire domestique. Les résultats sont également reportés dans la Table 8. Les coefficients sont similaires à ceux estimés avec le Federal funds rate, tant en terme de significativité statistique qu'en terme de grandeur. Les deux variables contemporaines de taux d'intérêt (à savoir le Federal funds rate et le taux interbancaire américain) n'étant pas significatives pour tout l'échantillon et le R^2 étant très faible, nous allons tenter d'améliorer notre modélisation dans la prochaine sous-section, en utilisant notamment des modèles économétriques plus complexes et les relations de cointégration.

Table 8. Impact sur le taux interbancaire domestique ¹		
Variable explicative	Federal funds rate	Taux interbancaire
ΔR_{it-1}	0.0519 (0.0524)	0.0512 (0.0520)
$\Delta Rate_t^{US}$	0.0844 (0.0577)	0.0933 (0.0554)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}$	0.0880 (0.0427)	0.0715 (0.0468)
$\Delta \ln GDP$	-0.0597 (0.0607)	-0.0571 (0.0613)
$\Delta \ln GDP^{US}$	0.0382 (0.0499)	-0.0181 (0.0509)
Inflation	0.0005 (0.0003)	0.005* (0.0003)
Inflation ^{US}	0.0009*** (0.0003)	0.0009** (0.0003)
$\Delta Rate_t^{US} \cdot kaopen$	0.1751* (0.0927)	0.2505*** (0.0834)
$\Delta Rate_{t-1}^{US} \cdot kaopen$	0.0972* (0.0506)	0.1065 (0.0718)
R^2 within	2.72%	3.03%
R^2 between	42.57%	44.34%
Observations ²	3262	3262

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement. ²La majorité des taux interbancaires n'étant pas disponibles avant 1985, nous perdons une dizaine d'années d'observations par rapport aux régressions de la Table 2.

2.3.3 Cointégration et modèle à correction d'erreur

Dans cette sous-section, nous tentons de remédier aux problèmes rencontrés précédemment, en réestimant l'équation (2.1) à l'aide de modèles économétriques plus complexes. A la fin des années 1990, la disponibilité grandissante des données a poussé les économistes à se concentrer davantage sur les modèles en panel dynamiques avec un grand nombre d'individus sur une large période de temps. De nouvelles techniques d'estimations ont émergées, notamment grâce aux travaux de Pesaran, Smith et Shin (1997, 1999). Ces derniers ont développé un nouvel estimateur, connu sous le nom de Pooled Mean-Group (PMG) estimator. Celui-ci permet notamment d'avoir des intercepts et des coefficients de court terme qui diffèrent à travers les groupes, alors que le coefficient de long terme est quant à lui supposé être égal entre les groupes. Cette méthode estime également la vitesse de l'ajustement vers l'équilibre de long terme. En parallèle, les auteurs ont développé un estimateur alternatif, qui contrairement à l'estimateur PMG, impose que la vitesse d'ajustement et les coefficients de court terme soient identiques entre les groupes. Il s'agit de l'estimateur dynamique à effet fixe (DFE).

Avant de passer aux estimations, deux tests économétriques doivent être effectués. Testons dans un premier temps la stationnarité de nos variables en niveau. Pour ce faire, utilisons le test Im-Pesaran-Shin (2003), sous l'hypothèse nulle que l'ensemble du panel contient la racine unitaire (unit root). Les résultats sont reportés dans la Table A2 en annexe. L'ensemble des p-valeurs de nos variables en niveau étant supérieures au seuil de 10%, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle, ce qui signifie que nos variables ne sont pas stationnaires. Lorsque nous effectuons à nouveau ce test sur nos variables en différence première, nous pouvons à présent rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 1%. Cela signifie que nos variables en différence première sont stationnaires. Testons à présent si nos variables présentent une relation à long terme en effectuant un test de cointégration. Nous utilisons pour cela le test de Kao (1999) pour la cointégration en panel. Les p-valeurs sont toutes inférieures à 1%. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle, ce qui revient à rejeter l'hypothèse selon laquelle nos variables ne sont pas cointégrées. Les deux tests effectués suggèrent donc que nos variables sont cointégrées d'ordre 1.

Nous pouvons à présent réestimer l'équation (2.1) avec l'estimateur PMG. Les résultats sont reportés dans la Table 9. Dans un premier temps, la variable dépendante est le taux interbancaire domestique, et la variable de mesure du choc monétaire est le taux interbancaire américain. Commençons par analyser le coefficient de long terme qui nous intéresse le plus, à savoir R^{US} . Ce dernier mesure

l'effet du taux interbancaire américain sur la valeur d'équilibre, également appelée valeur de steady state, du taux interbancaire domestique. On étudie donc l'impact d'un choc monétaire américain sur le taux d'intérêt domestique d'équilibre. Le résultat est intuitif et très significatif. Une hausse du taux américain de 1 point de pourcentage entraîne une hausse, à long terme, de 0.69 point de pourcentage du taux domestique. La politique monétaire américaine semble donc avoir impact important sur la valeur d'équilibre du taux domestique. De plus, le coefficient de court terme est significatif à 5% et est également intuitif. Une hausse du taux américain de 1 point de pourcentage entraîne une variation à court terme du taux domestique de 0.16 point de pourcentage. Ces résultats suggèrent que la politique monétaire outre-Atlantique impacte de manière significative les pays de notre échantillon.

Analysons ensuite la valeur du coefficient de ECM, qui représente la vitesse de l'ajustement vers l'équilibre de long terme. Comme le suggère la littérature, ce dernier doit être négatif si le taux interbancaire manifeste un retour vers l'équilibre de long terme. De plus, il doit être compris dans l'intervalle $[-1 ; 0]$. Le coefficient étant largement significatif, la présence de cointégration entre nos variables est confirmée (ce qui rejoint le résultat du test de Kao). Ce coefficient s'interprète comme suit. Une déviation de l'équilibre de long terme est corrigée à une vitesse d'ajustement de 13% par trimestre. En d'autres termes, le taux interbancaire domestique varie à chaque période afin de résorber la différence entre la valeur à court terme et la valeur à long terme. En estimant la même équation avec l'estimateur DFE, nous obtenons des résultats assez similaires⁸.

⁸Les résultats de l'estimation DFE sont reportés en annexe, voir Table A3.

Table 9. Impact du taux interbancaire américain sur le taux interbancaire domestique (estimation PMG)¹

Long terme		Court terme	
R^{US}	0.6876*** (0.0488)	ECM	-0.1303*** (0.0143)
GDP	$1.67e^{-12}$ * ** ($5.62e^{-13}$)	ΔR^{US}	0.1573** (0.0739)
GDP^{US}	-1.21^{-12} * ** ($1.70e^{-13}$)	Inflation	0.1744*** (0.0498)
CPI ²	-0.0558*** (0.0171)	ΔR_{t-1}	0.1901*** (0.0428)
CPI^{US}	0.1790*** (0.0325)	ΔGDP	-1.20^{-11} ($8.70e^{-12}$)
		ΔGDP^{US}	-5.83^{-13} ($9.22e^{-13}$)
		ΔR_{t-1}^{US}	-0.0825 (0.1185)
Observations	3346		3346

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtpmg* et l'option *pmg* sur Stata. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement. ²Pour les variables à long terme, nous utilisons les variables du modèle en niveau. Pour cette raison, nous n'utilisons pas l'inflation mais l'indice des prix en niveau (Consumer Price Index).

Lorsque nous estimons la même équation avec l'estimateur PMG, mais cette fois-ci en utilisant le Federal funds rate comme variable de choc monétaire, le coefficient du Federal funds rate à court terme n'est pas intuitif ni significatif⁹. Il semblerait donc que le taux directeur de la Réserve fédérale n'influence pas directement les taux interbancaires domestiques à court terme, mais impacte les taux domestiques seulement via son influence sur leur valeur à long terme, ces derniers s'ajustant immédiatement sur leur trajectoire de long terme (coefficient ECM). L'impact à long terme est quant à lui très significatif et intuitif. Une hausse du Federal funds rate de 1 point de pourcentage entraîne une hausse, à long terme, de 0.58 point de pourcentage du taux domestique. Cet impact est très proche de celui reporté dans la Table 9.

⁹Les résultats cette estimation sont reportés en annexe, voir Table A4.

L'utilisation de ces méthodes économétriques plus complexes nous a effectivement permis d'améliorer notre modélisation par rapport aux sections 2.3.1 et 2.3.2, où la majorité des résultats n'étaient pas significatifs. L'estimateur PMG fournit des coefficients significatifs à court et long terme lorsque la variable de choc monétaire est le taux interbancaire américain. Cependant, le coefficient n'est pas significatif à court terme lorsque l'on considère l'impact du Federal funds rate.

2.3.4 Méthodologie alternative

Après avoir utilisé les estimateurs PMG et DFE pour étudier les relations entre les taux d'intérêt américains et domestiques, continuons notre analyse en nous inspirant d'une méthodologie utilisée par Hofmann et Takats (2015). Dans leur étude publiée dans la revue trimestrielle de la Banque des règlements internationaux, Hofmann et Takats ont également étudié les co-mouvements entre les taux d'intérêt à court terme américains et ceux d'un panel composé de 30 pays. Leur analyse diffère de la nôtre, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, l'étude des auteurs porte sur une période beaucoup plus courte, entre 2000 et 2014. Les crises économiques des années 1980 et 1990 n'entrent donc pas en jeu dans leurs estimations. De plus, ils n'ont sélectionné dans leur échantillon que les pays émergents qui étaient déjà bien intégrés sur les marchés financiers, restriction que nous n'avons pas imposé dans notre étude. Enfin, les équations que nous avons estimées ne sont pas spécifiées de la même manière¹⁰. Malgré ces différences, nous obtenons des résultats assez similaires pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux¹¹. Les résultats obtenus par Hofmann et Takats suggèrent qu'une augmentation du taux américain d'un point de pourcentage devrait augmenter le taux domestique de 0.34 point de pourcentage. Nos résultats étant similaires, il serait intéressant de faire une comparaison entre nos deux études. Pour cela, spécifions notre modèle différemment pour se rapprocher au mieux du leur. Ce modèle est représenté par l'équation (2.4). Nous avons retiré les pays émergents de notre échantillon, ces derniers n'étant que peu intégrés sur les marchés financiers internationaux¹².

$$\Delta R_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R_t^{US} + \beta_2 \Delta R_t^{US} . PEG^{Fixed} + \beta_3 \Delta R_t^{US} . PEG^{Int} + \beta_5 \Delta VIX + \gamma X_t^{US} + \varphi X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

¹⁰ Contrairement à ce qui a été fait par les auteurs, nous ne prenons pas en compte les différences de régimes de changes ni l'indicateur de volatilité du marché financier américain (VIX).

¹¹ Voir section 2.3.2, où une augmentation du Federal funds rate et du taux interbancaire américain de 1 point de pourcentage entraînent respectivement une augmentation du taux interbancaire domestique de 0.26 et 0.34 point de pourcentage pour ces pays.

¹² Nous avons vérifié cela grâce à l'indicateur *kaopen*.

Comme cela a été fait par les auteurs, nous avons également inclut les variables d'interaction du régime de change. Pour ce faire, nous avons réduit et simplifié la classification proposée par Ilzetzi, Reinhart et al. (2019), en distinguant trois régimes de changes différents. Ainsi, la variable binaire PEG^{Fixed} est égale à 1 lorsque le pays est en régime de change fixe. La variable PEG^{Int} suit la même logique pour les pays en régime de change intermédiaire. La catégorie de référence est donc le régime de change flexible. Ensuite, la variable VIX est une mesure de la volatilité du S&P 500, qui est l'indice boursier basé sur les 500 entreprises américaines les plus importantes. Δ représente également la différence première, et l'inflation est calculée comme la variation annuelle des prix à la consommation (contrairement aux sections précédentes où nous utilisons la variation trimestrielle).

Les résultats de l'estimation, qui porte désormais sur la même période que celle utilisée par Hofmann et Takats, sont reportés dans le Table 10. On observe qu'une augmentation du taux d'intérêt américain à court terme (approximé par le taux interbancaire à 3 mois) d'un point de pourcentage devrait augmenter le taux domestique de 0.34 point de pourcentage. Ce résultat est intuitif économiquement et significatif à 5%. Tout comme les auteurs, les variables d'interaction du régime de change ne sont pas significatives. En ce qui concerne les variables macroéconomiques, elles sont toutes significatives à 5% minimum, excepté l'inflation domestique. Hofmann et Takats avaient conclu que l'inflation et le PIB domestique avaient un impact significatif sur les taux d'intérêt à court terme. En revanche, notre étude suggère également que l'inflation et le PIB américain affectent le taux d'intérêt domestique à court terme, ce qui va à l'encontre des résultats d'Hofmann et Takats.

Après avoir étudié la relation entre les taux d'intérêt à court terme américains et ceux des pays domestiques, Hofmann et Takats ont également analysé les co-mouvements entre les taux d'intérêt à long terme (ces derniers sont approximés par les rendements des Bons du Trésor à 10 ans). Leurs résultats tendent à démontrer que l'impact est d'autant plus fort lorsque l'on considère les taux à long terme. C'est également le cas pour notre estimation, où une augmentation du taux américain à long terme de 1 point de pourcentage devrait augmenter le taux domestique à long terme de 0.53 point de pourcentage. Ces résultats sont économiquement et statistiquement significatifs, et s'alignent sur ceux d'Hofmann et Takats qui avaient estimé un effet légèrement plus élevé (0.57 point de pourcentage). En analysant à nouveau les variables macroéconomiques, nos résultats sont également similaires avec ceux d'Hofmann et Takats, qui avaient également conclut que les taux à long terme n'étaient pas impactés par les variables macroéconomiques domestiques et américaines.

En ce qui concerne le coefficient de l'indicateur de volatilité du marché financier américain (VIX), il est positif et très significatif pour les taux d'intérêt à court et long terme. Ces résultats suggèrent que lorsque l'aversion au risque des investisseurs s'accroît, c'est-à-dire que le marché financier américain devient plus volatile, les taux d'intérêt à court et long terme des pays domestiques ont également tendance à croître. Deux explications sont possibles. La première considère l'indicateur VIX comme propre au marché financier américain. Dans ce cas, une volatilité accrue va de pair avec une hausse des primes de risque exigées par les prêteurs, ce qui pousse les taux d'intérêt américains à la hausse. Comme nous l'avons vu précédemment, une variation des taux américains entraîne une variation dans la même direction des taux domestiques. Une volatilité plus importante du marché financier américain peut également se traduire par un accroissement des flux de capitaux vers les pays étrangers, faisant ainsi pression sur les taux de change. Afin d'éviter des variations trop importantes de ces derniers, les autorités monétaires peuvent décider de modifier leur taux directeur, ce qui aura un impact sur le taux interbancaire. La seconde explication considère le VIX comme un indicateur de la volatilité des marchés financiers internationaux. Une volatilité plus accrue impacte donc directement les taux étrangers, notamment via les primes de risque. Enfin, notons que cet impact du VIX est plus important à court terme, ce qui concorde avec les résultats trouvés par Hofmann et Takats.

Cette comparaison avec Hofmann et Takats nous permet de tirer plusieurs enseignements. Dans un premier temps, nos résultats sont similaires à ceux des auteurs pour les taux d'intérêt à court terme, ce qui suggère que notre modèle semble correctement spécifié. Ensuite, cette comparaison a également permis de mettre en avant le rôle joué par l'indicateur de volatilité du marché financier américain (VIX), indicateur que nous n'avons pas inclus dans notre modélisation de base. De plus, le fait que les variables d'interaction du régime de change ne soient pas significatives nous conforte dans notre choix de les avoir retirées de notre modélisation initiale. Enfin, nous avons pu approfondir notre analyse en étudiant la relation entre les taux d'intérêt à long terme américains et domestiques.

Table 10. Spécification similaire à Hofmann (2015) ¹		
Variable explicative	Taux d'intérêt CT	Taux d'intérêt LT
ΔR_t^{US}	0.3440** (0.1446)	0.5314*** (0.1338)
$\Delta R_t^{US.PEG^{Fixed}}$	0.0651 (0.1456)	-0.2183 (0.1614)
$\Delta R_t^{US.PEG^{Int}}$	0.1002 (0.1655)	0.1114 (0.1467)
ΔVIX	0.5659*** (0.0528)	0.3767*** (0.0582)
Inflation	0.0136 (0.0129)	0.0370 (0.0551)
Inflation ^{US}	0.0916*** (0.0243)	-0.0818 (0.0551)
$\Delta \ln GDP$	0.0500** (0.0218)	-0.2320 (0.0411)
$\Delta \ln GDP^{US}$	0.0944*** (0.0290)	0.0249 (0.0417)
R^2 within	46.54%	16.04%
R^2 between	0%	1.3%
Observations ²	1067	1067

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement. ²L'étude d'Hofmann portant sur la période 2000 - 2014, nous perdons 30 années d'observations par rapport à notre spécification initiale. De plus, nous avons également supprimés les 7 pays émergents de l'échantillon, ce qui réduit davantage le nombre d'observations par rapport aux régressions précédentes.

2.4 Sensibilité des cours boursiers

Dans cette section, nous allons étudier l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours boursiers des pays de notre échantillon. Pour ce faire, nous utilisons comme mesure boursière la moyenne trimestrielle du cours des actions de chaque pays. Ces données sont fournies par l'OCDE et sont exprimées en indices, dont l'année de référence est 2010. A l'instar des sections précédentes, nous utiliserons successivement le Federal funds rate, le taux interbancaire américain ainsi que le choc monétaire estimé comme mesure du comportement de la Réserve fédérale. Notons que parmi ces trois variables monétaires, seule la variable de choc monétaire que nous n'avons pas estimée est supposée être non anticipée par les agents. Cette précision a son importance si l'on suppose que les cours boursiers réagissent majoritairement aux variables anticipées.

Pour faire cette analyse, estimons l'équation (2.5), qui est similaire à l'équation (2.1) étudiée précédemment, à trois différences près. D'abord, la variable dépendante est désormais le cours des actions. Ensuite, nous avons introduit la variable VIX qui permet de contrôler la volatilité du marché boursier américain. Enfin, nous avons supprimé le terme d'interaction *kaopen*, le coefficient de ce dernier n'étant pas significatif lorsque nous l'incluons dans la régression. Dans l'équation ci-dessous, la variable *shp* désigne le cours des actions (share prices), et est mesurée en logarithme. L'indice *i* représente le pays et *t* le trimestre. Les autres variables sont les mêmes que dans les sections précédentes. Les résultats des différentes régressions sont reportés dans la Table 11.

$$\Delta \ln shp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln shp_{it-1} + \beta_2 \Delta Rate_t^{US} + \beta_3 \Delta Rate_{t-1}^{US} + \beta_4 \Delta VIX + \gamma X_t^{US} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

Analysons dans un premier temps l'impact du Federal funds rate. Le coefficient de ce dernier est positif et significatif à 1%. Ainsi, la mise en œuvre d'une politique monétaire restrictive par la Réserve fédérale devrait avoir un impact positif sur le cours des actions des pays de notre échantillon. Ce résultat peut s'expliquer de deux manières différentes. Premièrement, un durcissement des conditions monétaires aux États-Unis par la hausse du taux directeur provoque un ralentissement de la croissance économique américaine. En effet, un accès au crédit restreint et plus coûteux provoque une baisse des investissements, qui sera suivie par une baisse de la production nationale. Les perspectives de performances et de profits des entreprises américaines sont donc revues à la

baisse par les investisseurs, provoquant ainsi une baisse des rendements escomptés. Un investisseur rationnel qui cherche à maximiser les rendements attendus de ses investissements se tournera donc vers des actions étrangères. Deuxièmement, une augmentation des taux d'intérêt rend les obligations et les placements monétaires aux États-Unis plus attractifs, et ce au détriment des actions. Le prix des actions américaines va donc diminuer, rendant les actifs étrangers plus intéressants pour les investisseurs. En somme, c'est l'arbitrage des investisseurs entre les différents placements qui va contribuer à diminuer la demande des actions américaines, ces dernières étant désormais jugées trop risquées par rapport à leur rendement attendu.

Ensuite, le coefficient du PIB américain est positif, ce qui ne semble pas intuitif. En effet, une croissance économique plus importante aux États-Unis signifie que les rendements attendus des actions américaines augmentent. Les investisseurs devraient donc se tourner davantage vers ces dernières, au détriment des actions étrangères. Néanmoins, l'impact positif de la croissance du PIB américain sur le cours des actions à l'étranger pourrait s'expliquer de la manière suivante. Les économies étant de plus en plus intégrées sur le marché mondial, une croissance positive aux États-Unis pourrait être la conséquence d'un boom économique mondial. Les autres pays profitent également de ce contexte conjoncturel favorable, ce qui pourrait expliquer la hausse du cours des actions des pays étrangers. L'argumentation est similaire pour le coefficient de l'inflation américaine, puisqu'une croissance économique s'accompagne généralement d'une hausse de l'inflation. Les coefficients du PIB et de l'inflation domestique sont intuitifs pour les raisons que nous venons d'évoquer.

En ce qui concerne le coefficient de l'indicateur de volatilité du marché financier américain (VIX), qui peut également refléter la volatilité internationale des marchés boursiers, il est positif et significatif à 1%. Ceci suggère que lorsque le marché financier américain devient plus volatile, le cours des actions à l'étranger augmente. En effet, les investisseurs dont l'aversion au risque est non négligeable opteront pour un réarrangement de portefeuille afin de se prémunir du risque en achetant davantage d'actions étrangères, ces dernières étant devenues relativement moins risquées suite à l'augmentation de la volatilité sur le marché américain.

Lorsque l'on considère le choc monétaire non anticipé, les résultats sont très similaires à ceux trouvés avec le Federal funds Rate, à une différence près. En effet, la variable retardée du choc est positive,

ce qui suggère que l'entièreté de l'impact du choc ne se fasse pas ressentir instantanément. Le fait que la variable soit non anticipée pourrait être la raison pour laquelle l'impact du choc n'est pas intégralement résorbé au temps t . Enfin, lorsque la variable de choc monétaire est le taux interbancaire américain, les résultats ne sont plus vraiment similaires en ce qui concerne la variable $Rate^{US}$, le coefficient de cette dernière étant dorénavant négatif en période contemporaine et positif en période retardée.

Table 11. Impact sur les cours boursiers ¹			
Variable explicative	Federal funds Rate	Taux interbancaire	Choc monétaire
$\Delta \ln shp_{it-1}$	0.2232*** (0.0206)	0.2541*** (0.0208)	0.2335*** (0.0196)
$\Delta Rate_t^{US}$	2.0104*** (0.5490)	-1.7442*** (0.3472)	1.9217** (0.8156)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}$	-1.0964** (0.4165)	1.0439** (0.4480)	3.5212*** (0.6702)
$\Delta \ln GDP$	0.3778 (0.2287)	0.3310 (0.2260)	0.3403 (0.2302)
$\Delta \ln GDP^{US}$	1.2569*** (0.2762)	1.7696*** (0.2612)	1.4904*** (0.2692)
Inflation	0.0033** (0.0014)	0.0029* (0.0014)	0.0033** (0.0014)
Inflation ^{US}	0.0102*** (0.0027)	0.0105*** (0.0026)	0.0110*** (0.0028)
ΔVIX	0.0028*** (0.0003)	0.0028*** (0.0003)	0.0032*** (0.0003)
R^2 within	18.69%	18.69%	19.21%
R^2 between	89.42%	91.68%	90.06%
Observations ²	2995	2995	2995

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement. ²Les données de la volatilité du marché financier américain (VIX) ne sont disponibles qu'à partir de 1990. Nous perdons donc 15 années d'observations par rapport aux régressions précédentes.

2.5 Indice des Conditions Financières

Dans les sections 2.2 à 2.4, nous avons analysé successivement les effets de débordement de la politique monétaire américaine sur le taux de change, le taux interbancaire domestique ainsi que sur le cours des actions à l'étranger. Néanmoins, cette méthode a pour principale faiblesse que chacune de ces variables est étudiée isolément. L'objectif de cette section est de remédier à cela, en estimant un Indice des Conditions Financières (ICF) que nous utiliserons comme variable dépendante. L'avantage principal de l'ICF est qu'il agrège nos trois variables dépendantes en un indicateur synthétique, ce qui permet d'avoir une vision plus globale des conditions financières à l'étranger. Nous construisons notre indicateur à l'aide de l'équation (2.6), où Δ représente la différence première de la variable et σ l'écart-type. Ce dernier a été calculé pour chaque pays et sur toute la période de référence.

$$ICF = \frac{\Delta \ln s_t}{\sigma_{\Delta \ln s_t}} + \frac{\Delta R_t}{\sigma_{\Delta R_t}} - \frac{\Delta \ln shp_t}{\sigma_{\Delta \ln shp_t}} \quad (2.6)$$

Passons à l'estimation de notre modèle, où nous remplaçons simplement Δy_{it} par ICF_t dans notre équation générique (2.1). Nous analysons donc l'impact de nos variables de choc de politique monétaire américaine sur les conditions financières des pays étrangers. Les résultats de nos régressions sont reportés dans la Table 12. Analysons dans un premier temps l'impact du Federal funds rate sur les conditions financières des pays à l'étranger. Le coefficient est positif et très significatif, ce qui suggère qu'une politique monétaire restrictive aux États-Unis via une hausse du taux directeur entraîne un durcissement des conditions financières à l'étranger, pour les raisons discutées tout au long de ce travail. Notons que cet impact est plus important pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux. Le coefficient retardé d'une période est également positif et significatif, ce qui suggère que le durcissement des conditions financières se poursuit la période suivante.

Ensuite, le coefficient du PIB domestique n'est quant à lui pas intuitif ni significatif, contrairement au coefficient du PIB américain. Une hausse du PIB aux États-Unis devrait rendre les conditions financières à l'étranger plus favorables. En effet, une hausse de la production américaine devrait faire croître la demande de monnaie dans le pays, ce qui sera suivi d'une hausse du niveau des prix pour rétablir l'équilibre sur le marché monétaire américain. Comme nous l'avons vu précédemment, la relation PPA suggère qu'une hausse des prix aux États-Unis devrait apprécier le taux de change. Pour

stopper cette hausse de l'inflation, les autorités monétaires américaines peuvent décider d'augmenter leur taux d'intérêt. Comme discuté à plusieurs reprises dans ce travail, une hausse des taux d'intérêt aux États-Unis est souvent suivie d'une hausse des taux d'intérêt à l'étranger, ce qui aurait un impact positif sur les cours boursiers. Dans l'ensemble, les conditions financières s'assouplissent à l'étranger suite à une hausse du PIB américain. Le coefficient positif de l'inflation domestique est également intuitif, puisqu'il est attendu que les autorités monétaires durcissent leur politique monétaire en réponse à une hausse de l'inflation.

En ce qui concerne l'impact du taux interbancaire américain, les résultats obtenus sont similaires en tous points à ceux du Federal funds rate. Pour le choc monétaire non anticipé, le coefficient contemporain est intuitif mais n'est pas significatif.

Table 12. Indice des Conditions Financières ¹			
Variable explicative	Federal funds Rate	Taux interbancaire	Choc monétaire
ICF _{t-1}	0.2342*** (0.0227)	0.2544*** (0.0219)	0.2447*** (0.0208)
$\Delta Rate_t^{US}$	27.08*** (7.61)	34.52*** (7.20)	13.43 (7.90)
$\Delta Rate_{t-1}^{US}$	25.72*** (6.92)	24.67*** (7.78)	33.12** (13.50)
$\Delta \ln GDP$	-2.98 (3.85)	-2.32 (3.88)	-3.95 (3.96)
$\Delta \ln GDP^{US}$	-23.39*** (4.61)	-29.34*** (4.61)	-17.15*** (4.72)
Inflation	0.1181*** (0.0312)	0.1187*** (0.0310)	0.0024 (0.0038)
Inflation ^{US}	-0.2708*** (0.0667)	-0.2813*** (0.0659)	0.0684*** (0.0135)
$\Delta Rate_t^{US}.kaopen$	23.31* (11.59)	39.47*** (10.77)	-
$\Delta Rate_{t-1}^{US}.kaopen$	-12.59 (11.01)	-6.88 (11.54)	-
R^2 within	12.40%	14.76%	9.83%
R^2 between	64.28%	64.61%	38.89%
Observations ²	3140	3140	3109

¹Les résultats sont obtenus à l'aide de la commande *xtreg* sur Stata. Les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à une forme arbitraire d'autocorrélation. ***/**/* représentent la significativité statistique à 1%, 5% et 10% respectivement. ²La majorité des taux interbancaires n'étant pas disponibles avant 1985, nous perdons une dizaine d'années d'observations.

2.6 Synthèse des résultats de l'analyse empirique

Au cours de ce travail empirique, nous avons étudié l'impact de la politique monétaire américaine sur trois variables financières d'un échantillon de 26 pays étrangers, à savoir le taux de change, le taux interbancaire ainsi que le cours des actions. Nous avons mesuré le choc monétaire de trois manières différentes, à savoir une modification du taux directeur, une modification du taux interbancaire américain à 3 mois ainsi qu'un choc monétaire que nous avons estimé et qui est supposé être non anticipé. Cette section synthétise brièvement les résultats de l'analyse.

Dans la section 2.2, nous avons analysé la sensibilité du taux de change, et nous avons observé que ce dernier réagissait aux changements de politique monétaire aux États-Unis. En effet, nos résultats suggèrent qu'une variation positive d'un point de pourcentage du Federal funds rate et du taux interbancaire américain entraîne une dépréciation du taux de change, à hauteur respectivement de 0.48 et 0.42 point de pourcentage pour les pays peu intégrés sur les marchés financiers internationaux. Cette dépréciation est plus importante pour les pays qui sont bien intégrés sur les marchés financiers, puisqu'elle atteint respectivement la valeur de 0.85 et 0.74 point de pourcentage. Nous avons également observé que le taux de change se déprécie suite à un choc monétaire restrictif non anticipé, et que cette dépréciation est plus importante pour les pays émergents. De plus, l'analyse menée dans la section 2.2.4 suggère que les taux de change sont plus sensibles à une variation positive de nos variables de taux d'intérêt qu'à une variation négative de ces derniers.

Dans la section 2.3, nous avons analysé la sensibilité des taux interbancaires domestiques aux variations de taux d'intérêt aux États-Unis. Notre première méthode d'estimation, à savoir le panel à effets fixes, n'a pas été concluante. En effet, la majorité des coefficients n'étaient pas significatifs et le R^2 était très bas, preuve du faible pouvoir de prédiction de notre modèle. Pour cette raison, nous avons estimé notre modèle avec des méthodes économétriques plus avancées (estimateur PMG et DFE), et les résultats obtenus sont en concordance avec la théorie économique. A long terme, nous avons observé qu'une hausse du taux interbancaire américain d'un point de pourcentage entraîne une hausse du taux interbancaire domestique d'équilibre de 0.69 point de pourcentage. A court terme, cet impact s'élève à 0.16 point de pourcentage. En ce qui concerne l'impact du Federal funds rate sur les taux interbancaires domestiques, les résultats sont significatifs et intuitifs à long terme. A court terme, le taux directeur de la Réserve fédérale impacte les taux interbancaires domestiques

seulement via son impact sur la valeur à long terme des taux domestiques, ces derniers s'ajustant immédiatement au choc. Ensuite, notre comparaison avec l'étude de Hofmann et Takats (2015) nous a permis d'approfondir l'analyse en étudiant la relation entre les taux d'intérêt à long terme aux États-Unis et dans les pays de notre échantillon. Dans le cadre de cette comparaison, nos résultats suggèrent qu'une augmentation du taux interbancaire américain d'un point de pourcentage devrait augmenter le taux interbancaire domestique de 0.34 point de pourcentage. Lorsque l'on considère les taux à long terme, l'impact est plus important et s'élève à 0.53 point de pourcentage.

Dans la section 2.4, nous avons étudié l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours boursiers. Les résultats obtenus suggèrent qu'un durcissement de la politique monétaire Outre-Atlantique a un impact positif et significatif sur les cours boursiers des pays de notre échantillon. En d'autres termes, le cours des actions s'améliore à l'étranger lorsque la politique monétaire devient plus restrictive aux États-Unis. Enfin, nous avons vu dans la section 2.5 qu'une politique monétaire restrictive aux États-Unis était accompagnée d'un durcissement des conditions financières des pays étrangers, plus important pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux.

Conclusion

Dans ce travail, nous avons commencé par étudier de manière plus théorique les mécanismes de transmission de la politique monétaire américaine et les possibles effets de débordement financier sur les pays étrangers. Les principaux résultats de cette première analyse étaient les suivants. Il est attendu qu'un durcissement monétaire aux États-Unis déprécie le taux de change, fasse pression à la hausse sur les taux d'intérêt à l'étranger et impacte de manière ambiguë les cours boursiers étrangers. Lors de l'analyse empirique, l'objectif était de vérifier la validité de nos résultats théoriques. Nous avons donc estimé et interprété des dizaines de coefficients qui reflètent l'impact des chocs de politique monétaire américaine sur les conditions financières des pays étrangers. Les enseignements que nous avons tirés de cette analyse étaient les suivants. Un durcissement de la politique monétaire américaine déprécie le taux de change, et ce de manière plus importante pour les pays bien intégrés sur les marchés financiers internationaux. Nous avons également constaté que les taux de change étaient plus sensibles à une variation positive qu'à une variation négative de nos variables de chocs de politique monétaire. De plus, nous avons observé des co-mouvements entre les taux d'intérêt à court et long terme aux États-Unis et dans les pays étrangers. Nos résultats suggèrent également qu'une politique monétaire américaine restrictive avait un impact positif sur les cours boursiers à l'étranger, mais dégradait les conditions financières des pays de notre échantillon.

Bien que les résultats que nous ayons obtenus soient similaires en de nombreux points à ceux d'autres travaux empiriques, ce travail présente néanmoins quelques limites. Nous en avons relevé deux principales. Premièrement, nous sommes conscient qu'il existe certaines lacunes dans les méthodes économétriques utilisées et que l'analyse pourrait être approfondie et étendue, en utilisant par exemple des modèles structurels. De plus, certaines variables ne rentrent pas en compte dans notre modèle et sont donc comprises dans le terme d'erreur. Cela pourrait créer des problèmes d'endogénéité, ce qui pourrait biaiser nos coefficients. Deuxièmement, comme discuté brièvement

dans la note méthodologique, nous ne justifions pas quelles sont les causes des changements de politique monétaire aux États-Unis. Ils pourraient par exemple provenir d'une déviation du taux directeur par rapport au taux suggéré par la règle de Taylor, de variations dans les fondamentaux macroéconomiques de l'économie américaine, ou encore d'un choc financier international.

Enfin, il reste encore de nombreuses pistes à explorer dans le cadre des effets de débordement financier de la politique monétaire américaine. Ce travail pourrait être complété en utilisant de nouvelles variables dépendantes, tels que les taux directeurs étrangers, le prix des matières premières ou encore les agrégats monétaires. L'analyse pourrait être davantage focalisée sur la période non conventionnelle, en utilisant par exemple comme variable dépendante la taille du bilan des Banques Centrales. Il serait également intéressant d'approfondir les recherches pour développer un Indice des Conditions Financières plus riche et plus complet que celui développé lors de ce travail.

Bibliographie

- [1] Ozge Akinici and Albert Queraltó. Exchange rate dynamics and monetary spillovers with imperfect financial markets. Report, Federal Reserve Bank of New York, 2019.
- [2] John Ammer, Clara Vega, and Jon Wongswan. International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from Stock Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42:179–198, 2010.
- [3] Ludovic Aubert. Les indices des conditions monétaires. *Économie internationale*, 96(4):63–102, 2003.
- [4] William Barnett and Chang Kwag. Exchange Rate Determination from Monetary Fundamentals: An Aggregation Theoretic Approach. 2005.
- [5] Michael D. Bauer and Christopher J. Neely. International channels of the Fed’s unconventional monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 44:24–46, 2014.
- [6] Ansgar Belke. The Effectiveness of the Fed’s Quantitative Easing Policy - A Survey of the Econometrics. *Estudios de Economía Aplicada*, 36-1:291–308, 2018.
- [7] Agnès Bénassy-Quéré. Comment se fixent les taux de change ? Un bilan. *Économie prévision*, 107(1):37–62, 1993.
- [8] John Bilson. The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach. *American Economic Review*, 68(2):392–97, 1978.
- [9] Edward Blackburne and Frank Mark. Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels. *Stata Journal*, 7:197–208, 2007.
- [10] Christophe Blot, Jérôme Creel, Paul Hubert, and Fabien Labondance. Que peut-on attendre de l’assouplissement quantitatif de la BCE ? *Revue de l’OFCE*, 138, 2015.

- [11] Christophe Blot and Paul Hubert. Une analyse de la contribution de la politique monétaire à la croissance économique. *Revue de l'OFCE*, 159(5), 2018.
- [12] Christophe Blot, Paul Hubert, and Christine Riffart. L'impact du découplage des politiques monétaires de la BCE et de la Fed sur la zone euro et les pays émergents. *Revue de l'OFCE*, 147(3):223–258, 2016.
- [13] Chunya Bu, John Rogers, and Wenbin Wu. A Unified Measure of Fed Monetary Policy Shocks. *Finance and Economics Discussion Series*, 2019(043), 2019.
- [14] Qianying Chen, Andrew Filardo, Dong He, and Feng Zhu. International spillovers of central bank balance sheet policies : Are central bank balance sheets in Asia too large ? *Bank for International Settlements Papers*, 66:220–264, 2012.
- [15] Menzie David Chinn and Hiro Ito. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, Volume 81(Issue 1):Pages 163–192, 2005.
- [16] Jérôme Creel and Sandrine Levasseur. Canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UE : Le cas de trois nouveaux entrants. *Presses de Sciences Po Revue économique*, 2006/4 Vol. 57 — pages 881 à 898, 2006.
- [17] Stephanie E. Curcuru. The Sensitivity of the U.S. Dollar Exchange Rate to Changes in Monetary Policy Expectations. *IFDP Notes*, 2017(36):1–24, 2017.
- [18] Stephanie E. Curcuru, Steven B. Kamin, Canlin Li, and Marius Rodriguez. International Spillovers of Monetary Policy: Conventional Policy vs. Quantitative Easing. *International Finance Discussion Papers*, Number 1234, 2018.
- [19] Rudiger Dornbusch. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6):1161–1176, 1976.
- [20] Michael Ehrmann and Marcel Fratzscher. Global Financial Transmission of Monetary Policy Shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71:739–759, 2009.
- [21] Carlo A. Favero and Francesco Giavazzi. La transmission de la politique monétaire dans la zone euro. *Parlement Européen, Série Affaires Economiques, Document de travail*, ECON 110 FR/rév. 1, 2001.

- [22] Jacob A. Frenkel. A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2):200–224, 1976.
- [23] Simon Gilchrist, Vivian Z. Yue, and Egon Zakrajšek. The Response of Sovereign Bond Yields to U.S. Monetary Policy. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, 2016.
- [24] Reuven Glick and Sylvain Leduc. The Effects of Unconventional and Conventional U.S. Monetary Policy on the Dollar. *Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series*, 2013.
- [25] Colin Gray. Responding to a Monetary Superpower: Investigating the Behavioral Spillovers of U.S. Monetary Policy. *Atlantic Economic Journal*, 41(2):173–184, 2013.
- [26] Poonam Gupta, Oliver Masetti, and David Rosenblatt. Should Emerging Markets Worry about U.S. Monetary Policy Announcements? *World Bank Policy Research Working Paper*.
- [27] Klara Halova and Roman Horváth. International spillovers of ECB’s unconventional monetary policy: The effect on Central and Eastern Europe. *IOS Working Papers*, No. 351, 2015.
- [28] Boris Hofmann and Elod Takats. International monetary spillovers. *BIS Quarterly Review*, 2015.
- [29] Peter Hooper and John Morton. Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of International Money and Finance*, 1(1):39–56, 1982.
- [30] Matteo Iacoviello and Gaston Navarro. Foreign effects of higher U.S. interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 95:232–250, 2019.
- [31] André Icard. Instabilité des flux internationaux de capitaux et crises financières. *Rapport Moral sur l’Argent dans le Monde 1999. Association d’Economie Financière, Paris, 1999.*
- [32] Ethan Ilzetzki, Carmen Reinhart, and Kenneth Rogoff. Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor will Hold? *The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press*, vol. 134(2):pages 599–646, 2019.
- [33] Atsushi Inoue and Barbara Rossi. The effects of conventional and unconventional monetary policy on exchange rates. *Journal of International Economics*, 118:419–447, 2019.
- [34] Michael A. S. Joyce, Ana Lasaosa, Ibrahim Stevens, and Matthew Tong. The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. *International Journal of Central Banking*, 7(3):113–161, 2011.

- [35] Masahiro Kawai. International Spillovers of Monetary Policy: US Federal Reserve's Quantitative Easing and Bank of Japan's Quantitative and Qualitative Easing. *ADBI Working Paper 512*. Tokyo: Asian Development Bank Institute, 2015.
- [36] Arthur Korus. Spillover Effects from the ECB's Unconventional Monetary Policies: The Case of Denmark, Norway and Sweden. *Athens Journal of Business Economics*, 5(1):53–78, 2019.
- [37] Peter McQuade, Matteo Falagiarda, and Marcel Tirpák. Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries: evidence from an event-study analysis. Report, European Central Bank, 2015.
- [38] Frederic S. Mishkin. Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire. *Bulletin de la Banque de France*, N°27, 1996.
- [39] Christopher Neely. The Large-Scale Asset Purchases Had Large International Effects. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Papers*, 2010.
- [40] Maurice Obstfeld. Trilemmas and trade-offs: living with financial globalisation. Report, Bank for International Settlements, 2015.
- [41] Richard Varghese and Yuanyan Sophia Zhang. A New Wave of ECB's Unconventional Monetary Policies: Domestic Impact and Spillovers. *IMF Working Paper*, WP/18/11, 2018.
- [42] Jing Cynthia Wu and Fan Dora Xia. Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3):253–291, 2016.

Annexes

Annexe 1

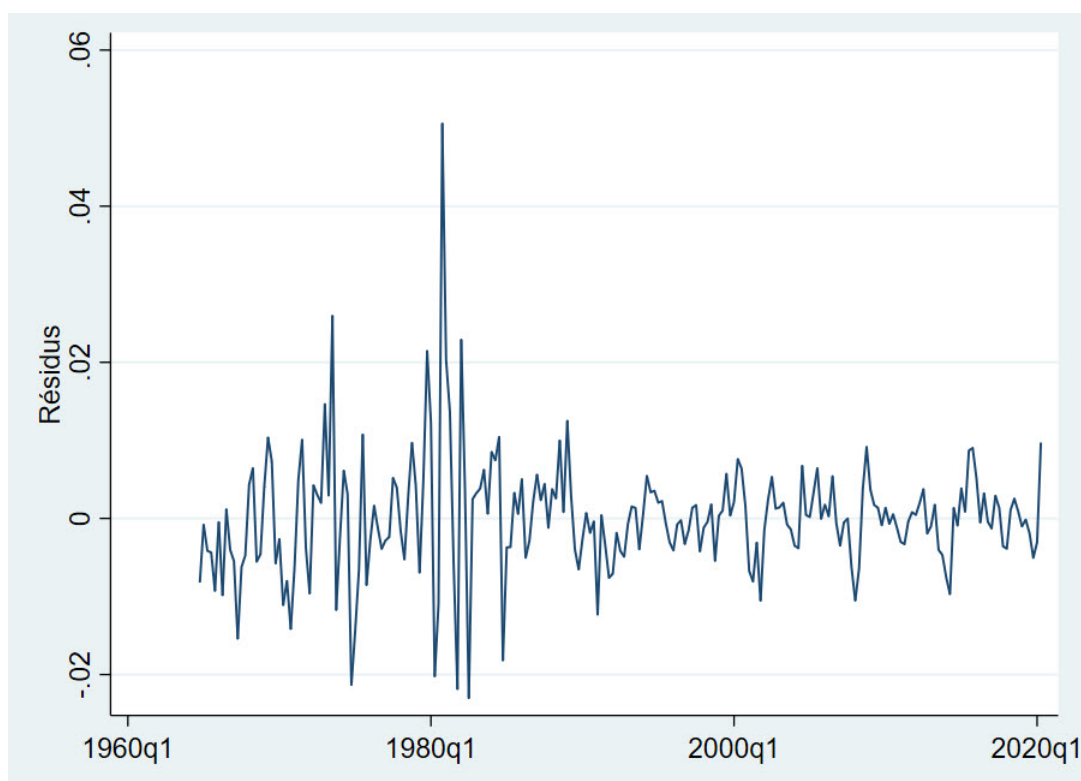


Figure 2.5: Choc monétaire estimé avec les données trimestrielles. *Source : OCDE & Macrobond - Calculs : Auteur*

Annexe 2

Table A1. Comparaison des chocs monétaires (1994-2020)			
Variable explicative	Auteurs ¹	Première méthode	Deuxième méthode
Δs_{it-1}	0.2925*** (0.0470)	0.2713*** (0.0427)	0.2753*** (0.0432)
ϵ_t^{MP}	0.3450*** (0.0414)	5.7932*** (0.6712)	2.2720*** (0.3749)
ϵ_{t-1}^{MP}	0.3366*** (0.0476)	-4.1028*** (0.7802)	-2.6212*** (0.3713)
$\Delta \ln GDP$	-0.6146* (0.3193)	-0.3304 (0.2144)	-0.3316 (0.2159)
$\Delta \ln GDP^{US}$	-0.7812*** (0.2566)	0.0235 (0.2133)	-0.0502 (0.2133)
Inflation	0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0004)
Inflation ^{US}	0.0037** (0.0015)	0.0092*** (0.0018)	0.0092*** (0.0018)
R^2 within	17.28%	14.30%	13.87%
R^2 between	75.65%	75.37%	75.73%
Observations	2569	2666	2666

¹Bu, C., et al. (2019). "A Unified Measure of Fed Monetary Policy Shocks."

Annexe 3

Table A2. Test de stationnarité en panel (Im-Pesaran-Shin)			
Variable en niveau	p-valeur	Variable FD	p-valeur
st	0.9944	Δst	0.0000
R	0.1348	ΔR	0.0000
R^{US}	0.8918	ΔR^{US}	0.0000
$fedsr$	0.9749	$\Delta fedsr$	0.0000
GDP	1.0000	ΔGDP	0.0000
GDP^{US}	0.9998	ΔGDP^{US}	0.0000
CPI	0.9935	ΔCPI	0.0000
CPI^{US}	0.6562	ΔCPI^{US}	0.0000

Annexe 4

Table A3. Impact du taux interbancaire américain sur le taux interbancaire domestique (estimation DFE)			
Long terme		Court terme	
R^{US}	0.8345*** (0.1219)	ECM	-0.1261*** (0.0093)
GDP	2.01e ⁻¹² ** (9.45 ⁻¹³)	ΔR^{US}	0.1341*** (0.0424)
GDP^{US}	-2.01 ⁻¹² *** (4.81 ⁻¹³)	ΔR_{t-1}^{US}	0.0580 (0.0412)
CPI	-0.0768** (0.0347)	ΔR_{t-1}	0.0807*** (0.0151)
CPI^{US}	0.3528*** (0.0857)	ΔGDP	-5.39 ⁻¹³ (6.34 ⁻¹³)
		ΔGDP^{US}	-2.30 ⁻¹³ (1.98 ⁻¹³)
Observations	3346		3346

Annexe 5

Table A4. Impact du Federal funds rate sur le taux interbancaire domestique (estimation PMG)			
Long terme		Court terme	
<i>FED</i>	0.5797*** (0.0449)	ECM	-0.1339*** (0.0151)
GDP	1.45e ⁻¹² * * (5.91e ⁻¹³)	ΔFED	-0.2037 (0.2552)
GDP ^{US}	-1.76 ⁻¹² * * * (1.94e ⁻¹³)	Inflation	0.1862*** (0.0506)
CPI	-0.0634*** (0.0175)	ΔR_{t-1}	0.1926*** (0.0391)
CPI ^{US}	0.2757*** (0.0369)	ΔGDP	-1.05 ⁻¹¹ (8.25e ⁻¹²)
		ΔGDP^{US}	-2.03 ⁻¹³ (7.40e ⁻¹³)
		ΔFED_{t-1}	0.1838** (0.1111)
Observations	3346		3346