

TAUX DE CHANGE EURO/DOLLAR UN EFFET BCE OU RÉSERVE FÉDÉRALE ?

Christophe Blot, Paul Hubert, Rémi Odry¹

Sciences Po, OFCE

Cette étude analyse les effets différenciés des politiques monétaires de la BCE et de la Réserve fédérale sur l'évolution du taux de change euro/dollar. Deux types d'effets sont quantifiés : l'effet de signal lié à l'annonce des politiques monétaires et l'effet macroéconomique lié à la mise en œuvre de celle-ci. Les résultats obtenus suggèrent que l'effet de signal des décisions de la Réserve fédérale serait plus important que celui associé aux décisions de la BCE mais que les chocs de politique monétaire en zone euro se traduiraient par une réaction plus forte du taux de change euro/dollar.

Mots clés : politique monétaire, taux de change.

Bien que ni la Réserve fédérale ni la BCE ne déclarent avoir une politique de change ou une cible de taux de change, cette variable peut jouer un rôle important dans la transmission de la politique monétaire comme mis en évidence par de nombreux travaux théoriques et empiriques². Alors que la mise en œuvre du programme d'assouplissement quantitatif par la BCE en mars 2015 visait explicitement à réduire les taux d'intérêt de long terme, les bénéfices attendus du programme auront été d'autant plus importants qu'il a également contribué à la baisse de l'euro vis-à-vis du dollar, dans un contexte également marqué par le début de normalisation de la politique monétaire américaine. Aujourd'hui se pose la question, inverse, des conséquences de la normalisation de la politique monétaire sur le taux de change euro/dollar, notamment du fait des situations et rythmes différents suivis par

1. Étudiant en Master à l'Université Paris-Nanterre.

2. Voir par exemple Obstfeld et Rogoff (1995) et Taylor (1995).

la Réserve fédérale et par la BCE. Alors que la réduction du bilan de la banque centrale est déjà amorcée aux États-Unis, elle interviendra plus tard dans la zone euro. Pour l'instant, la BCE a seulement annoncé l'arrêt de ses achats nets d'actifs pour septembre 2018 mais n'a pas encore communiqué sur la réduction de la taille de son bilan.

Cette étude a pour objectif de dissocier les effets relatifs des politiques monétaires de la BCE et de la Réserve fédérale sur le prix relatif des monnaies des deux zones, le taux de change euro/dollar. Nous décomposons l'impact potentiel des politiques monétaires des deux banques centrales en distinguant l'effet signal des annonces de politique monétaire (effet haute fréquence, à l'impact) et l'effet macroéconomique de ces mêmes décisions (qui permet de capter la dynamique du taux de change). Autrement dit, nous comparons l'effet des annonces de politique monétaire à l'effet réel de ces politiques. L'annonce du *tapering*, en mai-juin 2013, envisageant une réduction future du caractère expansionniste de la politique monétaire américaine, illustre l'importance de cette distinction. Alors que les effets sur les marchés des changes des pays émergents avaient été très forts après l'annonce, la réduction effective des achats de titres à partir de janvier 2014 puis la réduction du bilan de la Réserve fédérale à partir d'octobre 2017 n'ont eu que très peu d'effets (voir Blot et Hubert, 2017). L'effet signal est ici mesuré par la variation du taux de change sur les marchés financiers le jour des annonces de politique monétaire. L'effet macroéconomique est lui mesuré par la réponse sur plusieurs mois du taux de change à un choc de politique monétaire, à partir d'un modèle VAR comprenant les dynamiques de différentes variables macroéconomiques. Contrairement à l'analyse de l'effet signal, la modélisation VAR repose sur l'identification d'un choc exogène de politique monétaire. Les résultats obtenus suggèrent que l'effet de signal des décisions de la Réserve fédérale serait plus important que celui associé aux décisions de la BCE mais que les chocs de politique monétaire en zone euro se traduiraient par une réaction plus forte du taux de change euro/dollar avec un impact maximum observé 5 à 6 mois après le choc.

1. L'effet signal des décisions de la BCE et de la Réserve fédérale

L'utilisation de données à haute fréquence – journalières – dans le cadre d'études d'événements est un moyen d'évaluer l'effet de chocs macroéconomiques sur les variables financières. En effet, les variables

de marchés font l'objet de cotations régulières, ce qui permet de mesurer les variations de prix en fonction du flux d'informations monétaires, financières, macroéconomiques ou politiques. Ce type d'approche est d'autant plus pertinente pour l'analyse des effets de la politique monétaire que les variables financières – cours boursiers, taux de change et taux d'intérêt – jouent un rôle essentiel dans la transmission des décisions des banques centrales aux variables réelles : activité économique et inflation.

L'évolution des prix le jour des annonces est un indicateur de la révision des anticipations que font les intervenants de marchés consécutivement à l'arrivée d'une nouvelle information. En effet, toute décision pleinement anticipée devrait déjà être reflétée par les prix. Dans ces conditions, les études d'événements ne permettent pas de mesurer l'effet total d'une décision sur la variable d'intérêt mais l'effet marginal lié à la révision de l'information disponible qualifiée de « surprise ». Supposons qu'à partir d'une date (t) les marchés anticipent un durcissement de la politique monétaire américaine – une augmentation du taux d'intérêt – effectif à partir de la date ($t+k$), celui-ci devrait se traduire par une appréciation du dollar. Si les anticipations sont rationnelles et les marchés efficients, cette anticipation sera entièrement reflétée dans le prix de la devise dès la date (t). La mise en œuvre de la décision en ($t+k$) n'aura aucune incidence supplémentaire sauf si le durcissement est plus important ou moins important qu'anticipé, c'est-à-dire sauf si la mise en œuvre s'accompagne d'une information nouvelle qui n'avait pas été intégrée par les marchés. Ainsi, la méthode permet d'identifier les chocs en exploitant le *timing* de la diffusion des informations et en supposant qu'il n'y a aucune autre information communiquée ce jour-là. En effet, si l'annonce de la politique monétaire est concomitante à une information macroéconomique – chiffre de croissance, situation de l'emploi ou du commerce extérieur – il n'est plus possible d'associer la variation du taux de change uniquement à l'information sur la politique monétaire. L'effet ne peut pas être parfaitement identifié. Il s'agit donc là d'une hypothèse essentielle à la pertinence de l'approche employée. Cette hypothèse aura d'autant plus de chance d'être pertinente que la fenêtre à l'intérieur de laquelle l'effet de l'événement est mesuré est courte (Gürkaynak et Wright, 2013). En pratique, la variation de prix est mesurée sur des fenêtres allant de 20 minutes à deux journées³. Cette approche mesure la réaction de très court terme à un événement

dont l'effet complet dépend également des anticipations que formaient les agents avant l'annonce.

Cette méthode est notamment largement utilisée pour analyser l'impact immédiat des annonces de politique monétaire sur les cours boursiers, la structure par terme des taux ou les taux de change. Kuttner (2001) propose une méthode d'identification des chocs de politique monétaire le jour des décisions du FOMC puis évalue leur impact sur la structure par terme des taux d'intérêt. Partant de la même identification des chocs, Faust, Rogers, Wang et Wright (2007) montrent qu'un durcissement non anticipé de la politique monétaire de la Réserve fédérale entraîne une appréciation du dollar vis-à-vis de l'euro et de la livre sterling au moment du choc⁴. Zettelmeyer (2004) parvient à des conclusions identiques sur les effets de la politique monétaire dans trois petites économies ouvertes⁵. Plus récemment, Rogers, Scotti et Wright (2014) et Neely (2015) s'intéressent aux effets des politiques monétaires non conventionnelles sur de nombreuses variables financières, dont les taux de change. Neely (2015) distingue les effets des différents programmes d'assouplissement quantitatif de la Réserve fédérale et montre que les décisions d'assouplissement quantitatif ont entraîné une dépréciation plus forte du dollar vis-à-vis du dollar canadien et du dollar australien que de l'euro/dollar ou du taux de change dollar/livre sterling. L'effet le plus faible est observé sur le dollar/yen. Rogers, Scotti et Wright (2014) étudient les effets des décisions des quatre principales banques centrales sur les taux de change futurs. Leurs résultats suggèrent une dépréciation du dollar vis-à-vis de l'euro après un choc monétaire expansionniste aux États-Unis. Par contre, les décisions de la BCE n'auraient pas d'effet significatif sur le taux de change de l'euro vis-à-vis du dollar. Il semble donc possible que les effets des décisions de politique monétaire sur l'euro/dollar ne soient pas strictement identiques selon qu'elles sont prises par la BCE ou par la Réserve fédérale.

La littérature analysant la réaction du taux de change à la politique monétaire est plutôt bien étoffée. Nous nous en distinguons par deux dimensions. D'une part, nous comparons la réaction des marchés les jours de réunion du Conseil des gouverneurs de la BCE et du FOMC

3. Nous considérons ici la variation du prix de l'actif entre le cours de clôture à la date (t) et le cours de clôture à la date ($t-1$).

4. Dans un intervalle de 15 à 45 minutes après l'annonce.

5. Australie, Canada et Nouvelle-Zélande.

(*Federal Open-Market Committee*)⁶ que nous estimons dans une même équation. Autrement dit, nous nous interrogeons sur la possibilité pour le taux de change de réagir différemment aux annonces des banques centrales. L'euro/dollar pourrait ainsi subir l'influence d'une banque centrale plutôt que de l'autre. D'autre part, nous ne cherchons pas à identifier des chocs – restrictifs ou expansionnistes – de politique monétaire pour déterminer s'ils entraînent une appréciation ou une dépréciation de la monnaie⁷ mais nous nous intéressons à la réaction – mesurée par la valeur absolue de la variation – du taux de change à la suite des réunions de la BCE et de la Réserve fédérale. L'objectif est donc de voir à quel type d'information les marchés sont plus sensibles et ce quelle que soit la nature de cette information et donc l'orientation de la politique monétaire.

À cette fin, nous estimons l'équation suivante :

$$|\Delta S_{t+k}| = \alpha + \beta^{ECB} \cdot ECB_t + \beta^{FED} \cdot FED_{t-1} + \beta^{VIX} \cdot VIX_t + \epsilon_t \quad (1)$$

où ECB et FED sont des variables indicatrices qui prennent la valeur 1 le jour des réunions du Conseil des gouverneurs ou du FOMC dédiées à la prise de décision sur l'orientation de la politique monétaire. Ces réunions peuvent donner lieu à une hausse des taux, une baisse des taux ou le *statu quo*. Ainsi, les principales variables d'intérêt indiquent seulement qu'une information de politique monétaire – américaine ou de la zone euro – est communiquée à la date (t). La variable ne permet donc pas de renseigner sur le contenu de l'annonce et en particulier sur l'orientation de la politique monétaire. Les données de taux de change sont disponibles en fréquence quotidienne. Nous utilisons le cours de clôture, c'est-à-dire le cours à 17h, heure française. Les décisions du FOMC pour une date (t) sont annoncées à 14h de New-York, soit 20h heure française. Elles sont donc diffusées après la fermeture des bourses européennes. L'annonce ne peut donc pas avoir d'effet sur le taux de change à la date (t) mais se répercutera sur les marchés à la date ($t + 1$). C'est pourquoi, l'effet des annonces de la Réserve fédérale sont décalées d'une période dans l'équation (1). La variable VIX est également ajoutée pour contrôler de la volatilité globale des marchés.

Enfin, la variable endogène, la valeur absolue de la variation journalière du taux de change, mesure la réaction du taux de change à la date

6. Il s'agit des deux instances qui décident de l'orientation de la politique monétaire dans la zone euro et aux États-Unis.

7. Ces effets seront analysés dans la section suivante.

$(t + k)$ permettant de capter la sensibilité du taux de change aux annonces de politique monétaire de la BCE et de la Réserve fédérale. L'estimation est effectuée pour $k = \{0,1\}$, ce qui permet d'évaluer la persistance de l'effet. La période d'estimation s'étend de janvier 1999 à décembre 2017. Ainsi, l'effet estimé par l'équation couvre également la période de crise et donc la mise en œuvre de mesures non conventionnelles.

Le calendrier des réunions de la BCE a évolué depuis 1999. Sur la période allant de janvier 1999 à novembre 2001, le Conseil des gouverneurs se réunit pour décider de l'orientation de la politique monétaire deux fois par mois. Il y a cependant une différence entre la première et la deuxième réunion mensuelle puisque seule la première est suivie d'une conférence de presse où le président de la BCE motive la décision et répond aux questions des journalistes. La deuxième réunion est suivie d'un communiqué très court précisant la décision prise par le Conseil des gouverneurs. Sur la période allant de décembre 2011 à décembre 2014, seule la première réunion mensuelle du Conseil des gouverneurs est consacrée à la décision de politique monétaire et est suivie d'une conférence de presse. Généralement, le communiqué de presse est diffusé à 13h00 tandis que la conférence de presse débute à 14h30. Depuis janvier 2015, la BCE a adopté la même fréquence de réunions de politique monétaire que la Réserve fédérale, à savoir une réunion toutes les 6 semaines. Chacune de ses réunions est suivie d'une conférence de presse.

Dans le cas de la Réserve fédérale, la réunion du FOMC sur l'orientation de la politique monétaire se tient toutes les six semaines. La décision est ensuite communiquée *via* une déclaration détaillée qui motive le choix du FOMC. Contrairement à la BCE, les réunions du FOMC ne sont pas systématiquement suivies d'une conférence de presse. Celles-ci sont organisées trimestriellement pour la présentation des prévisions économiques du FOMC. La publication du « statement » du FOMC est dans son format assez proche de la déclaration introductive prononcée par le Président de la BCE (le communiqué de presse diffusé en amont de la conférence est par contre très succinct et fait uniquement état de la décision).

Les résultats de l'estimation de l'équation (1) suggèrent une réaction significative du taux de change lors des réunions de la Réserve fédérale et de la BCE (tableau 1). L'effet est statistiquement significatif – au seuil de 1 % – à la date (t) pour la Réserve fédérale et au seuil de 5 %

Tableau 1. Variation en valeur absolue du taux de change euro/dollar et politique monétaire de la FED et de la BCE

	(1) $ \Delta s_t $	(2) $ \Delta s_t $	(3) $ \Delta s_t $	(4) $ \Delta s_{t+1} $
β^{ECB}	0,00097*** [0,0004]		0,00083** [0,0004]	0,00084** [0,0004]
β^{FED}		0,0032*** [0,0006]	0,0031*** [0,0006]	0,00091** [0,0004]
β^{VIX}	0,00013*** [0,00001]	0,00013*** [0,00001]	0,00013*** [0,00001]	0,00012*** [0,00001]
α	0,0029*** [0,0003]	0,0028*** [0,0003]	0,0028*** [0,0003]	0,0029*** [0,0003]
N^{ECB}	249		249	249
N^{FED}		178	178	178
N	4955	4956	4955	4955
R^2	0,047	0,059	0,060	0,044
DW p-val	0,34	0,33	0,34	0,60

Note : Erreurs standards entre parenthèses, * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : Estimation des auteurs sur la période janvier 1999-décembre 2017. DW p-val désigne la p-value du test Durbin-Watson d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1. L'hypothèse nulle d'autocorrélation est rejetée pour les 4 estimations.

Tableau 2. Variation en valeur absolue du taux de change euro/dollar et politique monétaire de la FED et de la BCE (pré-2007 et post-2007)

	(1) $ \Delta s_t $	(2) $ \Delta s_{t+1} $	(3) $ \Delta s_t $	(4) $ \Delta s_{t+1} $
	Pré-2007		Post-2007	
β^{ECB}	0,00011 [0,0003]	0,00091** [0,0004]	0,0020*** [0,0007]	0,0011* [0,0007]
β^{FED}	0,0019*** [0,0006]	0,00059 [0,0005]	0,0040*** [0,001]	0,0011* [0,0006]
β^{VIX}	-0,0000054 [0,00001]	-0,0000071 [0,00001]	0,00018*** [0,00002]	0,00017*** [0,00002]
α	0,0049*** [0,0003]	0,0049*** [0,0003]	0,0022*** [0,0003]	0,0024*** [0,0003]
N	2237	2237	2718	2718
R^2	0,0070	0,0037	0,12	0,088

Note : Erreurs standards entre parenthèses, * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : Estimation des auteurs sur la période janvier 1999-décembre 2017.

pour la BCE. L'effet continue d'être significatif à la date ($t + 1$) pour les deux banques centrales⁸. Il semble également que les marchés réagissent plus fortement aux annonces de la Réserve fédérale qu'à celle de la BCE. Cet effet à la date (t) pourrait néanmoins s'expliquer par le *timing* des annonces. En effet, à 17h, heure de Paris, le temps écoulé depuis la décision de la Réserve fédérale – prise la veille – est plus long. Il n'y a en effet que 4 heures entre l'annonce faite par la BCE le même jour, et un peu moins si l'on considère que les marchés réagissent également aux informations communiquées pendant la conférence de presse qui débute à 14h30. La différence entre les deux coefficients est plus faible à la date ($t + 1$) mais toujours plus élevée pour les réunions du FOMC.

Ces résultats indiquent que pour un taux de change de 1 euro pour 1 dollar, la variation moyenne en valeur absolue en l'absence d'annonce est de 0,003, soit un taux de change qui passerait à $1 \pm 0,0028$. L'effet additionnel d'une annonce la BCE ferait passer le taux de change à $1 \pm 0,004$ ($0,0028 + 0,00083$ dans la colonne 3) le jour de l'annonce tandis que la variation du taux de change consécutive à la réunion du FOMC serait de $1 \pm 0,006$ ($0,0028 + 0,0031$)⁹.

L'équation (1) est ensuite estimée sur deux sous-périodes pour tenir compte d'un potentiel impact différent entre la période pré-crise et la période de crise qui s'ouvre à partir d'août 2007. Deux raisons peuvent expliquer un effet différent. D'une part, pendant la crise, les banques centrales ont utilisé un autre instrument de politique monétaire. D'autre part, la situation macroéconomique a été fortement dégradée, ce qui pourrait modifier la réaction des marchés aux annonces de politique monétaire dans le sens d'une plus ou moins grande volatilité.

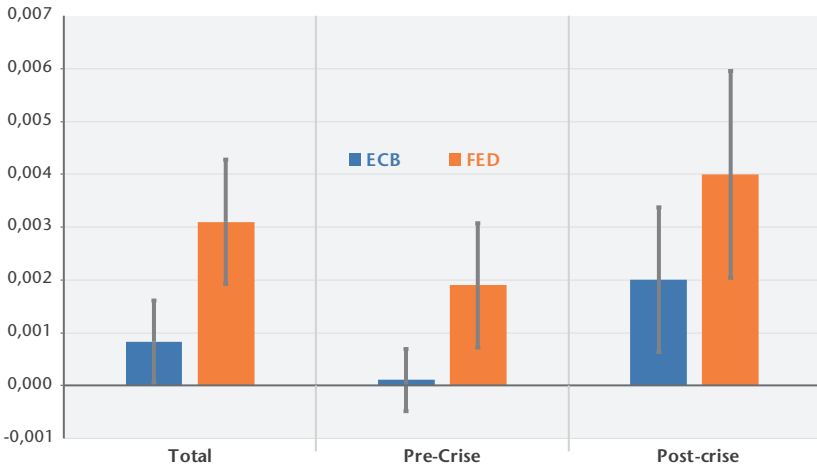
La distinction entre la période pré-crise et la période qui débute après août 2007 indique que les marchés réagissent différemment aux décisions des deux banques centrales. Ainsi, la réaction du taux de change aux décisions de politique monétaire de la BCE sont plus faibles

8. Une estimation pour $k = -1$ non reproduite ici permet de montrer qu'il n'y a pas de hausse significative de la volatilité des taux de change la veille des décisions de la BCE ou de la Réserve fédérale, qui indiquerait un effet d'anticipation.

9. Il est utile de préciser que l'effet mesuré ici est la sur-réaction en valeur absolue relativement au jour sans annonce. La sur-réaction un jour suivant peut donc venir augmenter ou réduire l'effet observé en niveau du jour d'annonce.

(et non significatives à la date (t)) sur la période pré-crise (graphique 1) que depuis août 2007. Sur la période pré-crise, l'effet des décisions de la BCE n'est pas significatif pour la date ($t + 1$). Du côté de la Réserve fédérale, l'impact est significatif au seuil de 1 % sur la période pré-crise comme sur la période de crise. Il semble toutefois plus élevé depuis août 2007. Par ailleurs, la variation en valeur absolue du taux de change euro/dollar reste plus forte après les décisions de politique monétaire américaine qu'après celles de la BCE. L'écart est significatif au seuil de 10 % sur l'ensemble de la période ainsi que sur la période pré-crise. Les résultats suggèrent cependant que, depuis août 2017, la différence de réaction ne serait plus significative.

Graphique 1. Impact des annonces de la BCE et de la Réserve fédérale sur la variation en valeur absolue du taux de change à la date (t)



Note : Les barres grises représentent les intervalles de confiance à 90 % de chaque point estimé.

Source : Estimations des auteurs sur la période janvier 1999-décembre 2017.

Ces résultats montrent qu'il y a bien une réaction significative du taux de change le jour – ainsi que le jour suivant – où sont prises et annoncées les décisions de politique monétaire de la BCE et de la Réserve fédérale. Par ailleurs, les marchés accorderaient plus d'importance aux informations nouvelles communiquées par la Réserve fédérale. Cette conclusion semble cependant s'atténuer depuis la crise financière qui a éclaté pendant l'été 2007.

2. L'impact des chocs de politique monétaire à moyen terme

Au-delà de l'effet signal, se pose la question de la transmission à l'économie réelle des décisions de politique monétaire sur le taux de change. Néanmoins, l'analyse de la relation entre politique monétaire et taux de change doit aussi tenir compte du fait que les décisions prises par les banques centrales sont fonction du contexte macroéconomique et impactent l'évolution de l'activité et de l'inflation. Or, ces deux variables peuvent aussi exercer un impact sur le taux de change. Une hausse de l'inflation se traduit par exemple par une perte de compétitivité, ce qui peut entraîner une dépréciation de la monnaie domestique si la théorie de la parité des pouvoirs d'achat relative est vérifiée. Dans le même temps, si la banque centrale a un objectif d'inflation, elle est amenée à durcir sa politique monétaire, ce qui devrait plutôt entraîner une appréciation de la monnaie. Dès lors, la corrélation entre l'instrument de politique monétaire et le taux de change est susceptible de capter plusieurs causalités : ici, celle du taux d'inflation vers le taux de change ou celle de la politique monétaire vers le taux de change. C'est pourquoi, l'analyse empirique doit tenir compte de ces biais potentiels en purgeant l'instrument de politique monétaire de l'ensemble des facteurs auxquels la banque centrale réagit et qui sont également susceptibles d'influencer le taux de change. La modélisation VAR est une méthode pertinente pour ce type d'analyse sur la politique monétaire et notamment pour déterminer son impact sur le taux de change¹⁰. Cette méthode permet de représenter, dans un modèle multivarié, les interdépendances entre un nombre restreint de variables macroéconomiques et/ou financières et de simuler la dynamique de chacune de ces variables en fonction de chocs identifiés à partir du vecteur de résidus.

Nous estimons ici un modèle à huit variables : le PIB des États-Unis et de la zone euro, l'inflation américaine et de la zone euro¹¹, le taux implicite – *shadow rate* – aux États-Unis et dans la zone euro, le prix du pétrole (comme indicateur des pressions inflationnistes) et enfin le taux de change euro/dollar. Le modèle est estimé en fréquence mensuelle sur deux sous-périodes : janvier 1999-juillet 2007 et août 2007-décembre 2017. Les données de PIB – disponibles uniquement en fréquence trimestrielle – ont donc été interpolées en calant leur évolu-

10. Voir Eichenbaum et Evans (1995) et Kim (2001) pour des premières analyses de l'impact de la politique monétaire en économie ouverte à partir de ces modèles.

11. Mesurée dans les deux cas par l'indice des prix à la consommation.

tion pour les points manquants sur celle de l'IPPI. Le PIB, l'indice des prix à la consommation et le prix du pétrole sont exprimés en glissement annuel, le taux d'intérêt est en niveau tandis que le taux de change est en différence première. L'orientation de la politique monétaire est captée par le *shadow rate* calculé par Krippner (2013)¹². L'indicateur est un taux monétaire équivalent à l'EONIA ou au taux des fonds fédéraux et qui permet de représenter dans l'espace des taux d'intérêt l'ensemble des mesures non conventionnelles prises par les banques centrales. Ce taux peut être négatif reflétant ainsi l'orientation expansionniste de la politique monétaire au-delà de la limite à zéro pour le taux directeur fixé par la banque centrale.

L'estimation des fonctions de réponse est effectuée avec une décomposition de Choleski. L'ordre des variables dans le modèle permet donc d'identifier les chocs sous l'hypothèse qu'elles sont rangées de la variable la plus exogène à la plus endogène. Ainsi, le taux de change et le prix du pétrole étant des variables financières cotées quotidiennement, nous supposons qu'elles peuvent s'ajuster rapidement aux chocs affectant les autres variables du modèle : choc de PIB, choc d'inflation ou choc de politique monétaire. Inversement, le PIB et l'inflation sont supposés réagir avec inertie aux chocs de politique monétaire et de taux de change. De par l'importance qu'elle donne à l'ordre des variables, la décomposition de Choleski n'est généralement pas pertinente lorsqu'il s'agit de représenter la dynamique de variables financières. En effet, il n'est dans ce cas pas possible de supposer qu'une variable réagit plus rapidement qu'une autre à un choc¹³. Dans la mesure où les taux monétaires, le prix du pétrole et les taux de change varient quotidiennement, il est généralement délicat de supposer qu'une de ces variables est plus exogène que l'autre. Néanmoins, l'indicateur de politique monétaire retenu ici est certes calculé à partir de données quotidiennes mais est disponible sur une fréquence mensuelle. Par ailleurs, ici, les taux d'intérêt reflètent surtout la fonction de réaction de la banque centrale. Or les décisions des banques centrales ne sont pas quotidiennes mais sont prises à une fréquence de 4 à 6 semaines. Il est donc légitime de supposer que le taux mesurant l'orientation de la politique monétaire est plus exogène que le taux de

12. Les données sont disponibles ici : <https://www.rbnz.govt.nz/research-and-publications/research-programme/additional-research/measure-of-the-stance-of-united-states-monetary-policy/comparison-of-international-monetary-policy-measures>.

13. Voir Erhmann, Fratzscher et Rigobon (2011) sur ce point.

change. L'objectif ici n'est pas de capter les variations haute fréquence des taux d'intérêt de court terme mais d'identifier des chocs de politique monétaire à partir d'une règle – estimée implicitement – où la politique monétaire à la date (t) tient compte des variations passées de l'ensemble des variables – activité, inflation et taux de change – mais aussi des chocs courants sur l'activité et l'inflation. Quant au prix du pétrole, il est introduit comme proxy des pressions inflationnistes futures. En effet, la littérature sur l'effet des chocs monétaires sur l'inflation a mis en avant l'existence de l'énigme des prix¹⁴, c'est-à-dire d'une augmentation de l'inflation consécutive à un choc de politique monétaire restrictif. Cette énigme s'explique par le fait que la banque centrale augmente ses taux lorsqu'elle anticipe une hausse de l'inflation. Ainsi, en l'absence de variables captant l'anticipation d'inflation de la banque centrale, la réponse de l'inflation reflète surtout cet effet d'anticipation. Kim et Roubini (2000) suggèrent d'introduire un indicateur de prix du pétrole pour résoudre cette énigme des prix. Ainsi, dans la mesure où notre analyse porte sur la dynamique du taux de change, nous laissons le taux de change réagir de façon contemporaine à l'ensemble des autres chocs, y compris le choc sur le prix du pétrole.

Nous estimons dans un premier temps un modèle où nous considérons l'écart entre les variables zone euro et américaines. Le modèle est réduit à cinq variables : PIB (Zone euro – États-Unis), inflation (Zone euro – États-Unis), politique monétaire (Zone euro – États-Unis), prix du pétrole et taux de change. Cette première étape permet notamment de mettre en évidence l'effet d'un durcissement relatif de la politique monétaire en zone euro sur le taux de change euro/dollar. Cette approche suppose implicitement que la réaction du taux de change est identique pour une hausse d'un point du taux d'intérêt implicite de la BCE ou une baisse d'un point du taux implicite de politique monétaire de la Réserve fédérale. Ensuite, nous tenons compte d'une réponse asymétrique en dissociant les variables zone euro et les variables américaines¹⁵.

Il faut souligner que la décomposition de Choleski n'est pas neutre sur la représentation des interdépendances entre les deux pays¹⁶. En

14. Voir Sims (1992).

15. Dans cette seconde spécification, le nombre d'équations estimées augmente fortement et réduit le nombre de degrés de liberté. Nous intégrons donc le prix du pétrole comme une variable exogène pour réduire le nombre de variables endogènes du modèle.

16. Voir Faust et Rogers (2003).

effet, dans le cas d'une modélisation à deux pays A et B avec A ordonné avant B, l'ordre suppose que la politique monétaire du pays B intègre les chocs monétaires du pays A. Puisqu'ici les variables américaines sont placées avant celles de la zone euro¹⁷, cela revient notamment à supposer que la fonction de réaction de la politique monétaire dans la zone euro intègre les chocs sur le PIB américain, l'inflation américaine mais aussi le choc de politique monétaire aux États-Unis. Inversement, le modèle contraint la politique monétaire aux États-Unis à ne pas réagir à un choc contemporain sur la politique monétaire de la BCE. Autrement dit, on fait l'hypothèse que la BCE tiendrait compte des décisions contemporaines de politique monétaire aux États-Unis. Inversement, la Réserve fédérale ne tiendrait pas compte des décisions contemporaines de politique monétaire dans la zone euro¹⁸. S'il s'agit de l'hypothèse centrale retenue ici, il est néanmoins aisé d'estimer les fonctions de réponse lorsque les variables américaines sont placées après les variables zone euro¹⁹.

Comme pour l'étude de l'effet de signal, le modèle est estimé sur deux sous-périodes : janvier 1999- juillet 2007 et août 2007- décembre 2017. Les fonctions de réponse ainsi obtenues sont représentées sur les graphiques 2, 3 et 4.

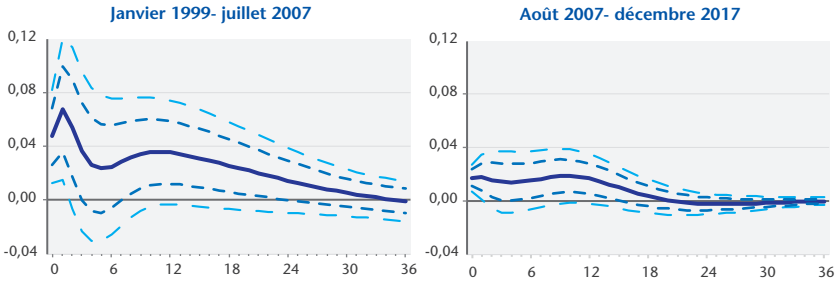
Pour le modèle où les variables sont exprimées en écart, un durcissement de la politique monétaire dans la zone euro se traduit par une appréciation immédiate de l'euro sur les deux sous-périodes. L'effet est significatif au seuil de 10 % au moment de l'impact et le mois suivant le choc, il ne l'est plus pour les périodes suivantes. Sur la période janvier 1999- juillet 2007, le pic est atteint au bout d'un mois avec une hausse du taux d'appréciation de l'euro de 0,07 point pour un choc d'un point de taux d'intérêt relatif. La dynamique de la réponse du taux de change sur la période de crise suggère un effet plus faible de la politique monétaire relativement à la période précédente. Le pic serait effectivement de 0,02 point. Ces résultats suggèrent que la phase de normalisation plus rapide aux États-Unis que dans la zone euro devrait se traduire, toute chose égale par ailleurs, par une dépréciation de l'euro vis-à-vis du dollar.

17. Pour rappel, le vecteur de variables est le suivant : PIB-US, PIB-EUZ, Inflation-US, Inflation EUZ, *shadow rate* US, *shadow rate* EUZ, taux de change euro/dollar.

18. Dans les deux cas, les banques centrales tiennent compte des décisions passées de politique monétaire dans l'autre pays.

19. Les fonctions de réponse ainsi estimées sont très proches quel que soit l'ordre retenu.

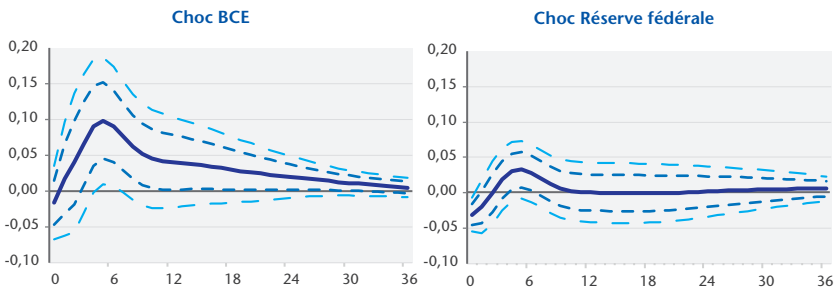
Graphique 2. Réponse du taux de change euro/dollar à un choc d'un point de pourcentage de taux d'intérêt



Source : Estimations des auteurs. Intervalles de confiance à 90 et 68 % (soit 1,64 et 1 écart-type).

Nous distinguons ensuite selon que le choc de politique monétaire correspond à une hausse d'un point dans la zone euro ou aux États-Unis. Sur la période pré-crise, un choc restrictif de politique monétaire dans la zone euro se traduit par une appréciation du taux de change de l'euro (graphique 3). Pour une augmentation d'un point de taux d'intérêt, le pic du taux d'appréciation de l'euro atteint 0,1 au cours du cinquième mois suivant le choc. L'effet est alors significatif au seuil de 10 % entre les quatrième et septième mois. Pour un choc de politique monétaire aux États-Unis, il y a une appréciation immédiate du dollar (et donc une dépréciation de l'euro) significative au seuil de 10 %. Néanmoins, ce mouvement s'inverse à partir du deuxième mois et ne devient plus significatif. Le pic de réaction du taux de change sur la période plus crise semble cette fois-ci plus fort après les décisions prises par la BCE même si cet effet maximum est retardé.

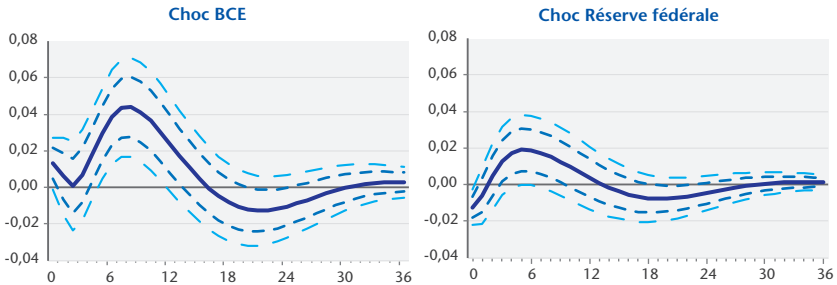
Graphique 3. Réponse du taux de change euro/dollar à un choc d'un point de pourcentage de taux d'intérêt pour la période pré-crise



Source : Estimations des auteurs sur la période janvier 1999- juillet 2007. Intervalles de confiance à 90 et 68 % (soit 1,64 et 1 écart-type).

Pour la période de crise, la réponse du taux de change à un choc restrictif de politique monétaire dans la zone euro est proche de celle estimée sur la période pré-crise (graphique 4). L'effet atteint un pic à partir du sixième mois et est significatif entre les cinquième et douzième mois. Il semble également que l'ampleur de l'effet est moins forte sur la période de crise qu'avant la crise. Le taux de dépréciation augmente de 0,04 point au maximum pour une hausse d'un point de taux d'intérêt. De même, pour un choc de politique monétaire aux États-Unis, l'appréciation du dollar est immédiate et atteint son effet maximum au moment du choc. Elle n'est d'ailleurs significative au seuil de 10 % qu'au moment de l'impact. La réaction du taux de change est également de moindre ampleur qu'avant la crise et moins forte qu'après les décisions de la BCE.

Graphique 4. Réponse du taux de change euro/dollar à un choc d'un point de pourcentage de taux d'intérêt pour la période de crise



Source : Estimations des auteurs sur la période août 2007-décembre 2017. Intervalles de confiance à 90 et 68 % (soit 1,64 et 1 écart-type).

Par ailleurs, la décomposition de la variance du taux de change euro/dollar indique qu'elle résulte principalement de chocs idiosyncratiques, à plus de 70 % sur la période pré-crise (tableau 1). La politique monétaire de la zone euro, et plus généralement les variables zone euro, contribue plus fortement à la variance du taux de change que la politique monétaire américaine ou l'inflation et la croissance aux États-Unis. Depuis août 2007, la contribution de la politique monétaire de la Réserve fédérale, de l'activité et de l'inflation aux États-Unis est plus élevée que celle de la zone euro. Cependant, ce rôle plus important pour les chocs originaires des États-Unis tient surtout au rôle sur la croissance américaine car la politique monétaire de la BCE contribue plus fortement à la variance du taux de change que la politique monétaire de la Réserve fédérale à sauf au cours de la première année.

Globalement, la variance s'explique encore majoritairement par des chocs idiosyncratiques même si leur rôle diminue au cours du temps, passant de 80 % après un mois à 52,6 % après 36 mois.

Tableau 3. Décomposition de la variance du taux de change (en %)

Période pré-crise (avant août 2007)

	PIB réel		Inflation		Politique monétaire		Taux de change	Total	
	EUZ	USA	EUZ	USA	EUZ	USA		EUZ	USA
1	0,9	0,4	14,2	6,0	0,3	4,4	73,9	15,3	10,8
6	1,7	0,2	8,6	2,4	4,5	3,2	79,4	14,9	5,8
12	1,9	0,2	7,5	2,5	7,8	3,7	76,3	17,3	6,5
24	1,9	0,2	7,2	2,4	9,2	3,6	75,5	18,3	6,2
36	1,9	0,2	7,2	2,4	9,5	3,7	75,1	18,6	6,3

Période de crise (à partir d'août 2007)

	PIB réel		Inflation		Politique monétaire		Taux de change	Total	
	EUZ	USA	EUZ	USA	EUZ	USA		EUZ	USA
1	0,1	2,6	5,8	6,8	1,5	3,1	80,1	7,4	12,5
6	0,6	12,3	3,2	4,6	2,7	4,4	72,1	6,6	21,3
12	0,5	17,0	2,6	3,9	14,9	6,9	54,2	17,9	27,9
24	0,5	16,7	2,4	4,2	15,9	7,5	52,8	18,8	28,4
36	0,5	16,7	2,4	4,2	16,1	7,6	52,6	19,0	28,5

Source : Estimations des auteurs.

3. Conclusion

Cet article s'intéresse à l'influence relative de la politique monétaire de la zone euro et des États-Unis sur le taux de change. À cette fin, nous développons une approche en deux étapes permettant d'analyser d'abord l'effet de signal de la politique monétaire puis la transmission des chocs de politique monétaire en distinguant à chaque fois la période pré-crise et la période de crise, depuis août 2007.

Les résultats des estimations suggèrent un effet signal plus important de la Réserve fédérale. En effet, les réunions du FOMC entraînent généralement une réaction plus forte du taux de change que celles de la BCE. L'effet tendrait cependant à s'estomper depuis la crise. Inversement, une analyse en termes de VAR montre une plus forte réaction du taux de change au choc de politique monétaire dans la zone euro. L'euro s'apprécie donc (respectivement se déprécie) vis-à-vis du dollar lorsque la politique monétaire devient plus restrictive (respectivement

plus expansionniste) dans la zone euro. Les fonctions de réponse indiquent également un sur-ajustement décalé de l'euro après les chocs de politique monétaire de la BCE alors que celui-ci serait immédiat pour les chocs de politique monétaire aux États-Unis.

Références

- Eichenbaum M. et C. Evans, 1995, « Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates », *Quarterly Journal of Economics*, 110(4) ; 975-1009.
- Ehrmann M., M. Fratzscher et R. Rigobon, 2011, « Stocks, bonds, money markets and exchange rates: measuring international financial transmission », *Journal of Applied Econometrics*, 26(6) ; 948-974.
- Faust J., et Rogers J., 2003, « Monetary policy's role in exchange rate behavior », *Journal of Monetary Economics*, 50(7) : 1403-1424.
- Faust J., Rogers J., Swanson E. et Wright J., 2003, « Identifying the effects of monetary policy shocks on exchange rates using high frequency data », *Journal of the European Economic Association*, 1(5) : 1031-1057.
- Faust J., Rogers J. H., Wang S. Y. B., et Wright J. H., 2007, « The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements », *Journal of Monetary Economics*, 54(4) : 1051-1068.
- Gürkaynak R., et Wright J., 2013, « Identification and inference using event studies », *The Manchester School*, 81(S1) : 48-65.
- Blo, C., et P. Hubert, 2017, « Quels effets attendre de la réduction du bilan des banques centrales ? », *Revue de l'OFCE*, 152, 215-232.
- Kim S., 2001, « International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's », *Journal of Monetary Economics*, 48(2) : 339-372.
- Kim S., et Roubini N., 2000, « Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach », *Journal of Monetary Economics*, 45(3) : 561-586.
- Krippner L., 2013, « Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments », *Economics Letters*, 118(1) ; 135-138.
- Kuttner K., 2001, « Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market », *Journal of Monetary Economics*, 47(3) : 523-544.
- Neely C., 2015, « Unconventional monetary policy had large international effects », *Journal of Banking & Finance*, 52, 101-111.
- Obstfeld M. et K. Rogoff, 1995, « The mirage of fixed exchange rates », *Journal of Economic Perspectives*, 9(4) : 73-96.

- Rogers J. H., Scotti C., et Wright J. H., 2014, « Evaluating asset-market effects of unconventional monetary policy: a multi-country review », *Economic Policy*, 29(80) : 749-799.
- Sims C. A., 1992, « Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy », *European economic review*, 36(5) : 975-1000.
- Taylor J., 1995, « The monetary transmission mechanism: an empirical framework », *Journal of Economic Perspectives*, 9(4) : 11-26.
- Zettelmeyer J., 2004, « The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies », *Journal of Monetary Economics*, 51(3) : 635-652.