

## UNE ANALYSE DE LA CONTRIBUTION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE À LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

**Christophe Blot, Paul Hubert**

*Sciences Po, OFCE*

---

Cet article a pour objectif d'évaluer la contribution de la politique monétaire à l'activité économique depuis 1999 en zone euro, aux États-Unis et Royaume-Uni, ainsi qu'en Allemagne, France, Italie et Espagne. L'estimation des multiplicateurs monétaires indique un effet significatif de la politique monétaire sur le PIB et confirme des délais de transmission assez longs, de l'ordre de plusieurs trimestres. L'effet d'une hausse des taux d'intérêt semble plus important dans la zone euro qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il y a cependant une forte hétérogénéité entre les quatre plus grands pays de la zone euro, avec un effet plus important en Espagne et en Italie et plus faible en Allemagne et en France. Nous calculons ensuite la contribution passée et à venir de la politique monétaire à l'activité. Avec la normalisation de la politique entreprise à partir de 2015 aux États-Unis et probablement en 2019 dans la zone euro, le soutien de la politique monétaire devrait s'atténuer et la croissance pourrait être négativement impactée à l'horizon 2020 dans les six économies avancées.

*Mots clés* : politique monétaire, transmission, multiplicateur monétaire, impulsion monétaire.

---

**B**ien que l'objectif des banques centrales consiste principalement à assurer la stabilité des prix, celles-ci jouent un rôle essentiel pour la stabilisation macroéconomique, notamment parce que leur capacité à atteindre leur cible d'inflation dépend de l'effet de la politique monétaire sur l'activité. Les banques centrales poursuivent donc *de facto* un double mandat et réagissent en baissant (respectivement en augmentant) le taux directeur lorsque la situation économique se dégrade (respectivement s'améliore) et que l'inflation diminue (respectivement

augmente). La crainte d'une récession liée au choc financier de 2007-2008 a donc logiquement conduit les banques centrales à mener des politiques monétaires expansionnistes qui se sont d'abord traduites par des baisses de taux d'intérêt. L'ampleur du choc a cependant nécessité d'amplifier le caractère expansionniste de la politique monétaire contrainte par le taux plancher (*Zero Lower Bound*). Elles ont donc eu recours à des mesures non conventionnelles consistant à augmenter la taille de leur bilan et à en modifier la composition. L'objectif de cet article est d'évaluer l'impact de la politique monétaire sur l'activité économique aux États-Unis, au Royaume-Uni et dans la zone euro. Nous estimons non seulement l'effet de la politique monétaire sur la zone euro agrégée mais aussi sur ses quatre principales économies : l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne.

À cette fin, nous présentons une méthodologie qui permet d'estimer l'élasticité de l'activité à l'instrument de politique monétaire puis, partant de la séquence de taux d'intérêt depuis 1999, de déterminer la contribution de l'orientation de la politique monétaire sur le PIB des six grands pays ainsi que sur celui de la zone euro<sup>1</sup>. Cette approche permet également de prévoir l'impact de la politique monétaire sur la croissance à partir de l'évolution anticipée des taux d'intérêt. Comme la politique monétaire réagit à l'activité ainsi qu'à un ensemble d'autres variables économiques et financières, l'estimation de l'effet de la politique monétaire ne peut être effectuée en régressant directement le PIB sur l'instrument de politique monétaire. La mesure du multiplicateur nécessite dans un premier temps d'identifier des chocs de politique monétaire exogène pour la zone euro, le Royaume-Uni et les États-Unis. L'impact de la politique monétaire est ensuite mesuré par la méthode de projections locales proposée par Jordà (2005) qui consiste à estimer la fonction de réponse du PIB à différents horizons aux chocs précédemment identifiés. Partant des élasticités estimées, de l'évolution des taux directeurs et des mesures d'achat d'actifs, dont l'effet est traduit dans l'espace des taux d'intérêt, nous calculons ensuite la contribution de la politique monétaire à l'activité entre 1999 et 2020. L'analyse prospective de l'effet de la politique monétaire est soumise à la critique de Lucas (1976) relative à la stabilité des relations macroéconomiques dans le temps. Nous supposons cependant que les interdépendances que nous estimons sur les vingt

---

1. Voir Sampognaro (2018) pour une analyse équivalente sur la contribution de la politique budgétaire à l'activité depuis 2008.

dernières années ainsi que la fonction de réaction de la banque centrale seront les mêmes sur les deux ans à venir.

Notre analyse confirme que la politique monétaire a un effet significatif sur le PIB des six pays étudiés et sur celui de la zone euro dans son ensemble. Il ressort alors que l'ensemble des mesures prises par les banques centrales ont contribué à amortir le choc récessif et ont soutenu l'activité. L'impact de la politique monétaire est cependant hétérogène. Nos estimations suggèrent qu'il est notamment plus faible au Royaume-Uni et en France et plus important pour l'Italie et l'Espagne. Entre 2018 et 2020, la politique monétaire de la BCE continuerait à soutenir l'activité tandis qu'elle serait quasi-neutre aux États-Unis et au Royaume-Uni. Néanmoins, dans la zone euro, ce soutien diminuerait indiquant un moindre impact sur la croissance du PIB de l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne.

Cette étude est structurée de la manière suivante. Premièrement, nous procédons au calcul de l'effet causal et dynamique de la politique monétaire sur le PIB. Deuxièmement, sur la base de ce multiplicateur monétaire, nous calculons la contribution de la politique monétaire en fonction des impulsions monétaires passées et à venir.

## 1. Calcul du multiplicateur monétaire

La mesure des effets des décisions de politique monétaire (la modification du taux d'intérêt directeur de la banque centrale ou dans la période plus récente les achats d'actifs financiers) sur l'activité économique est captée par la relation suivante :

$$y_t = \alpha + \beta(L) \cdot i_t + \epsilon_t \quad (1)$$

où  $y_t$  représente le niveau d'activité et  $i_t$  l'instrument de politique monétaire. Le paramètre  $\beta(L)$  capture l'effet de la politique monétaire présente et passée.

L'estimation de l'équation (1) à l'aide de données mensuelles ou trimestrielles ne permet cependant pas de mesurer correctement le multiplicateur monétaire,  $\beta(L)$ , en raison d'interrelations simultanées et d'un potentiel biais de variables omises. Par exemple, une décision de politique monétaire pourrait en réalité être une réponse à la variation du prix des actifs plus tôt dans le mois ou le trimestre, en raison de l'effet de richesse des marchés boursiers sur les perspectives économiques ou en raison des informations que les primes de terme

et/ou de risque fournissent sur l'activité économique et l'inflation futures. On peut ainsi citer quelques exemples. Les informations sur la croissance économique sont susceptibles d'influencer les prévisions concernant les bénéfices et les dividendes des sociétés, donc la valorisation des actions. Les informations relatives au budget de l'État ou au compte courant auront une incidence sur les rendements obligataires. L'appétence au risque des investisseurs peut évoluer en fonction de la conjoncture économique. Alternativement, la décision de politique monétaire et la conjoncture pourraient réagir simultanément aux nouvelles macroéconomiques (capturées ici par  $\epsilon_t$ ) publiées plus tôt au cours de la période. Il faut également tenir compte du fait que les autorités monétaires déterminent l'orientation de la politique monétaire en fonction de leur anticipation de croissance. Ainsi, un choc de demande négatif – baisse des prix d'actifs par exemple – entraîne à la fois une baisse de l'activité et du taux d'intérêt directeur de la banque centrale, qui cherche à amortir le choc négatif et réagit par une politique monétaire plus expansionniste. L'estimation (noté  $\hat{\beta}$  du paramètre  $\beta$  est alors biaisée et sera sous-estimée. Elle ne capte qu'imparfaitement l'effet positif de la baisse du taux d'intérêt sur l'activité puisque celle-ci est également affectée par un choc négatif. Dans l'éventualité où la politique monétaire parviendrait à parfaitement stabiliser l'activité, il n'apparaîtrait aucune relation *ex post* entre l'instrument de politique monétaire et la variable ciblée alors même qu'elle a été entièrement efficace pour stabiliser le choc qui aurait entraîné une baisse du PIB si la banque centrale n'avait pas baissé son taux d'intérêt. Dit autrement,  $\hat{\beta} = 0$  alors que la théorie prévoit que  $\beta$  est significativement négatif. Dans tous les cas, l'hypothèse fondamentale de la régression (1) selon laquelle le terme résiduel ( $\epsilon_t$ ) est orthogonal à ( $i_t$ ) est violée, ce qui peut biaiser l'estimation de l'élasticité du PIB à l'instrument de politique monétaire.

La littérature économique a proposé plusieurs façons de prendre en compte, au moins partiellement, ces problèmes. Une première méthode consiste à estimer un modèle VAR (vectoriel auto-régressif) comprenant l'instrument de politique monétaire et les variables macroéconomiques pertinentes. La modélisation VAR permet d'identifier selon certaines hypothèses – issues généralement d'une décomposition de Cholesky – des chocs de politique monétaire. Le problème de cette approche est que les restrictions d'identification récursives généralement utilisées ne permettent pas d'intégrer des variables des marchés financiers. En effet, lorsque le modèle VAR

intègre au moins deux variables financières, il est difficile de faire l'hypothèse que l'une – le taux de change – est plus exogène que l'autre – par exemple les cours boursiers. De plus, cette méthode impose une faible structure sur la dynamique du modèle, ce qui nécessite un grand nombre d'observations pour estimer correctement tous les paramètres, mais une contrainte forte sur les restrictions permettant l'identification des chocs structurels. Cochrane et Piazzesi (2002) et Faust, Swanson et Wright (2004) suggèrent une procédure d'identification basée sur l'utilisation de données haute-fréquence pour lesquelles le risque de simultanéité et le biais de variables omises est considérablement réduit. Rigobon et Sack (2004) proposent eux une procédure d'identification basée sur l'hétéroscédasticité relevée sur les marchés financiers. L'inconvénient majeur de ces 2 méthodes est qu'elles ne permettent pas d'analyser l'effet de la politique monétaire sur des variables basse fréquence, mais uniquement haute fréquence, c'est-à-dire essentiellement la réaction des variables financières.

La méthode des variables instrumentales permet aussi en théorie de mesurer l'impact causal d'une variable sur une autre. Cependant, l'identification repose sur l'utilisation d'une troisième variable, l'instrument, qui doit être corrélé à la variable explicative et non-corrélé à la variable expliquée. Dans le cas de la politique monétaire, et du fait de l'interdépendance très forte entre le taux d'intérêt et le PIB, il n'existe pas de variable qui satisfasse cette double condition et puisse être utilisée pour un instrument satisfaisant. Cette méthode n'est donc quasiment jamais utilisée dans la littérature liée à la politique monétaire.

### 1.1. Estimation de chocs monétaires

L'approche que nous retenons ici relève d'une autre voie possible. L'approche semi-structurelle consiste à représenter la fonction de réaction de la banque centrale qui détermine le taux directeur et à isoler la composante non-prévisible (exogène) de la politique monétaire. Dit autrement, il s'agit d'enlever la contribution endogène de l'instrument de politique monétaire. Pour cela, il convient de s'assurer que les déterminants usuels des décisions de politique monétaire ont bien été pris en compte et d'en soustraire la contribution. Nous estimons pour cela l'équation suivante :

$$i_t = \theta + \rho \cdot i_{t-1} + \gamma \cdot X_t + \epsilon_t^{MP} \quad (2)$$

L'équation (2) intègre un retard de l'instrument de politique monétaire ainsi qu'un vecteur  $X_t$  comprenant, l'inflation et l'écart de

production, les anticipations d'inflation et de croissance des agents privés<sup>2</sup>, le prix du pétrole, un indicateur de stress financier et l'indice boursier de référence de la zone considérée. Le résidu  $\epsilon_t^{MP}$  est donc par construction la composante exogène de l'évolution de l'instrument de politique monétaire, orthogonale à la composante systématique qui reflète la réponse endogène de la politique monétaire à l'évolution des variables macroéconomiques et financières. L'objectif de cette estimation n'est pas d'estimer une relation parcimonieuse qui permettrait d'identifier les principaux déterminants de la fonction de réaction de la banque centrale. Il s'agit plutôt d'obtenir la meilleure prévision *in-sample* de l'instrument de politique monétaire en tenant compte de l'ensemble de l'information disponible de telle sorte que le résidu  $\epsilon_t^{MP}$  soit le moins prévisible possible. L'inclusion d'un retard répond à la logique de lissage des décisions de politique monétaire que les banquiers centraux mettent en place afin de ne pas surprendre trop fortement les marchés financiers. L'inclusion de l'inflation et de l'écart de production renvoie directement à la fois au mandat des banques centrales et à la théorie économique sous-jacente décrite par la règle de Taylor (1993). Les anticipations des agents privés permettent de prendre en compte trois aspects du processus de décision monétaire : les banquiers centraux ont tendance à réagir aux évolutions futures de l'état de l'économie et veulent répondre aux anticipations privées. Enfin, si l'ensemble d'informations dont dispose la banque centrale et les agents privés est différent, le choc monétaire,  $\epsilon_t^{MP}$ , estimé sur la seule base d'informations de la banque centrale pourrait s'avérer prévisible par les informations des agents privés, ce qui ne permettrait pas de résoudre le biais d'endogénéité décrit plus haut. Le prix du pétrole est un bon indicateur des tensions inflationnistes futures et permettent de prendre en compte l'inflation importée. Un indicateur de stress financier et l'indice boursier sont quant à eux utiles pour mesurer la réponse de la banque centrale à une crise financière. Dans le cas du Royaume-Uni, économie plus ouverte en comparaison des États-Unis et de la zone euro, le taux de change est aussi inclus dans le vecteur  $X_t$  afin de prendre en compte la réaction potentielle de la Banque d'Angleterre à cette variable.

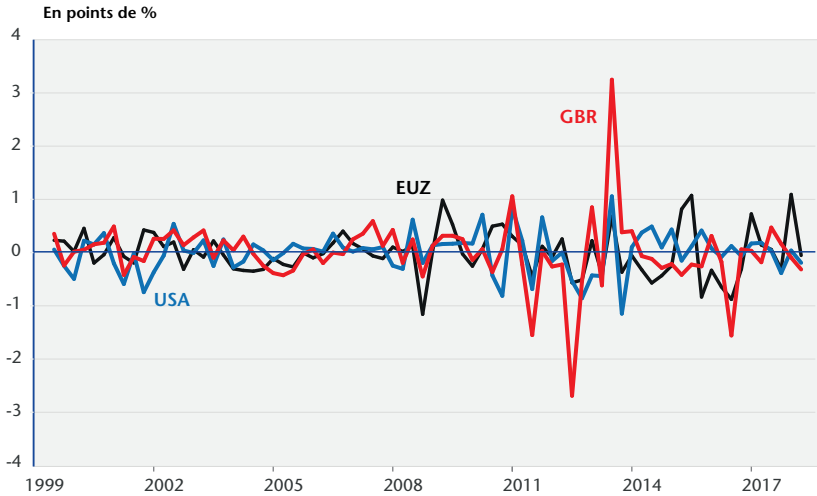
---

2. Données issues des *Survey of Professional Forecasters* pour les États-Unis et la zone euro. Pour le Royaume-Uni, les prévisions de croissance du PIB sont données par l'OBR (*Office for Budget Responsibility*) et celles d'inflation par le *World Economic Survey* de l'IFO.

L'équation est estimée pour les taux de la BCE, de la Réserve fédérale et de la Banque d'Angleterre entre janvier 1999 et août 2018. L'estimation couvre donc une période au cours de laquelle ces trois banques centrales ont été confrontées à la contrainte de taux zéro (ZLB) et ont mis en œuvre des mesures qualifiées de non conventionnelles, notamment des programmes d'achat d'actifs leur permettant d'influencer la partie longue de la courbe des taux. Le taux au jour le jour est donc un indicateur imparfait de l'orientation de la politique monétaire à partir de la fin 2008. Certaines mesures permettent cependant de calculer un taux implicite (*shadow*) de politique monétaire – dont la valeur peut alors être négative – tenant compte de ces mesures non conventionnelles. Le calcul de ces indicateurs s'appuie sur la structure par terme des taux d'intérêt. Nous utilisons ici le taux proposé par Krippner (2013) pour la zone euro, les États-Unis et le Royaume-Uni. Ces taux varient selon les flux nets d'achats d'actifs des banques centrales et reviennent donc vers zéro dès lors que la taille du bilan est stable. Ils sont égaux des taux *overnight* – taux des fonds fédéraux aux États-Unis, taux EONIA (*Euro overnight interest rate average*) en zone euro et taux SONIA (*Sterling overnight interest rate average*) au Royaume-Uni – une fois que les banques centrales augmentent à nouveau leur taux directeur. Nous construisons une série de taux couvrant à la fois les périodes de politique conventionnelle et non conventionnelle pour la Réserve fédérale, la BCE et la Banque d'Angleterre. Les chocs monétaires ( $\varepsilon_t^{MP}$ ) issus de ces estimations sont représentés sur le graphique 1. Un choc positif à une date ( $t$ ) reflète alors le fait que la politique monétaire a été plus restrictive que les conditions macroéconomiques le nécessitaient à cette date relativement à ce qui est suggéré par une fonction de réaction traduisant le comportement moyen du comité de politique monétaire sur l'ensemble de la période.

La démarche proposée suppose que les résidus de l'équation (2) représentés sur le graphique (1) satisfont certaines conditions et notamment que le choc monétaire est non prévisible, ou dit autrement indépendant d'autres variables ou chocs économiques. Nous évaluons en premier lieu si le choc monétaire est auto-corrélé et donc prévisible par ses valeurs passées. Pour la zone euro, les paramètres d'autocorrélation d'ordre 1 et 3 sont respectivement de 0,14 et -0,13. Pour les États-Unis et le Royaume-Uni, ces paramètres sont respectivement de -0,12 et -0,11, et de 0,06 et 0,12. Aucun de ces paramètres n'est significativement différent de zéro. Nous évaluons ensuite dans quelle mesure

Graphique 1. Chocs monétaires



Note : résidus de l'équation (2) estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur l'échantillon 1999-2018. La mesure de politique monétaire est le taux implicite estimé par Krippner (2013). L'axe des ordonnées se lit donc en point de pourcentage.

Source : Estimation des auteurs.

les chocs monétaires sont prévisibles. Nous les régressons donc sur un ensemble de variables disponible à la période précédente. Cet ensemble comprend l'inflation, le taux de croissance du PIB, le PIB, les prévisions d'inflation et de croissance, le taux de politique monétaire, le prix du pétrole, un indicateur de stress financier, l'indice boursier et les taux obligataires souverains à 10 ans. La F-stat de ce modèle empirique nous renseigne sur le pouvoir prédictif de ces variables pour expliquer la variable indépendante. Dans notre cas, la p-value associée à cette la F-stat est de 0,67, 0,89 et 0,92 pour la zone euro, les États-Unis et le Royaume-Uni respectivement. Ces tests nous suggèrent que les chocs monétaires sont indépendants des variables considérées et peuvent être utilisés pour estimer l'effet causal de la politique monétaire.

Afin d'évaluer l'effet dynamique de la politique monétaire, Romer et Romer (2004) et Coibion (2012) suggèrent de substituer le choc monétaire statique par une mesure dynamique. Nous calculons donc la somme cumulée,  $\epsilon_t^{CMP}$ , des chocs monétaires depuis janvier 1999. Cette somme cumulée dépeint l'évolution de la composante exogène de l'outil de politique monétaire au cours du temps. Dit autrement, cette mesure cumulée retrace la dynamique du taux directeur (ou implicite après 2009) conditionnellement à ses fluctuations endogènes et au set d'information du comité de politique monétaire incluant les



variables macroéconomiques et financières intégrées dans l'équation (2). Dès lors que les propriétés de l'instrument qui permet l'identification, *i. e.* le choc monétaire, sont satisfaisantes, nous pouvons estimer l'équation (3) :

$$y_t = \alpha + \beta \cdot \epsilon_t^{MP} \quad (3)$$

où le choc monétaire  $\epsilon_t^{MP}$  est utilisé comme instrument pour mesurer l'effet causal de la politique monétaire, c'est-à-dire l'effet d'une hausse du taux de politique monétaire sur le PIB ( $y_t$ ). L'identification de l'effet de la politique monétaire se fait donc grâce à sa composante exogène. Dans une situation où l'instrument de politique monétaire réagirait exactement et uniquement aux évolutions macroéconomiques et financières et où le résidu  $\epsilon_t^{MP}$  serait nul, alors l'identification de l'effet causal de la politique monétaire serait impossible. Ce sont ces déviations inexplicables par les conditions macroéconomiques et financières qui permettent une mesure non-biaisée de l'effet de la politique monétaire. La littérature voit ces déviations comme des erreurs de politique monétaire ou comme des changements de préférences des banquiers centraux.

## 1.2. Calcul d'élasticités dynamiques

L'équation (3) permet l'estimation de l'effet contemporain de la politique monétaire sur le PIB. Cependant, la littérature a montré que la politique monétaire ne se transmet pas instantanément à l'économie réelle. Le délai de transmission au PIB se situe aux alentours de 18-24 mois (voir Bernanke et Blinder, 1992, ou Bernanke et Mihov, 1998). Deux méthodes, au moins, permettent de mesurer l'effet dynamique d'un choc économique : les modèles vectoriel autoregressif (VAR) et les projections locales proposées par Jordà (2005). L'avantage de la seconde méthode sur la première est qu'elle offre plus de flexibilité et nécessite un nombre de degrés de liberté plus faible. Elle est en outre plus robuste à une mauvaise spécification du modèle sous-jacent, parce qu'elle nécessite moins d'hypothèses sur les relations dynamiques entre les variables dépendante et indépendante. Elle est utilisée par Cloyne et Huertgen (2016) ou Tenreyro et Thwaites (2016), parmi d'autres, pour estimer l'effet dynamique de la politique monétaire<sup>3</sup>. La méthode de Jordà (2005) nécessite l'estimation d'une série de  $k$

3. Cette méthode est également largement utilisée pour mesurer l'impact de la politique budgétaire. Voir Owyang *et al.* (2013) ou Auerbach et Gorodnichenko (2013).

régressions pour chaque horizon, le coefficient estimé  $\beta_k$  représentant la réponse de la variable dépendante, le PIB ici, à l'horizon  $k$  à un choc exogène donné au moment  $t$ , le choc cumulé de politique monétaire  $\epsilon_t^{CMP}$  ici. L'équation (4) est donc estimée  $k$  fois, une pour chaque horizon  $k$ , comme suit :

$$y_{t+k} = \alpha_k + \beta_k \cdot \epsilon_t^{CMP} + \epsilon_{t+k} \quad (4)$$

L'hypothèse-clé de cette méthode est que le choc monétaire ainsi identifié n'intègre plus aucune information commune au PIB et au taux d'intérêt de sorte que la spécification ne nécessite pas de faire des hypothèses sur les autres relations macroéconomiques et/ou de prendre en compte les autres chocs affectant l'économie. Une alternative équivalente à l'équation (4) consisterait à identifier le modèle structurel du PIB comprenant ses déterminants : croissance potentielle augmentée des chocs budgétaires, variables financières, pétroliers, de change, etc. Cependant, l'omission de ces variables, pertinentes pour prévoir le PIB, n'affecterait l'estimation du paramètre  $\beta_k$  que si et seulement si le choc monétaire est corrélé avec le résidu  $\epsilon_{t+k}$ , c'est-à-dire si l'ensemble d'information utilisé dans l'équation (2) est incomplet. Si tel était le cas, les résidus de l'équation (4) seraient alors auto-corrélés. Le tableau 1 fournit les résultats des tests standards d'autocorrélation, hétéroscédasticité et normalité des résidus afin d'évaluer la pertinence de la spécification de l'équation (4).

Tableau 1. Tests sur les résidus de l'équation (4)

	EUZ	USA	GBR	DEU	FRA	ITA	ESP
Test de Durbin-Watson	2,01	2,02	2,01	1,95	1,99	2,01	2,05
Test de Breusch-Godfrey	0,32	0,39	0,91	0,63	0,91	0,72	0,23
Test de Breusch-Pagan	0,59	0,19	0,54	0,22	0,43	0,01	0,68
Test de Jarque-Bera	0,01	0,01	0,19	0,01	0,32	0,01	0,37

Note : Ce tableau montre la d-statistique sur la 1<sup>re</sup> ligne, puis les p-values pour différents tests de propriétés des résidus d'une équation MCO sur les lignes suivantes. Le statistique Durbin-Watson permet de tester l'auto-corrélation d'ordre 1, le test de Breusch-Godfrey l'auto-corrélation supérieur (ici, 3), le test de Breusch-Pagan l'hétéroscédasticité, et le test de Jarque-Bera la normalité de la distributions des résidus.

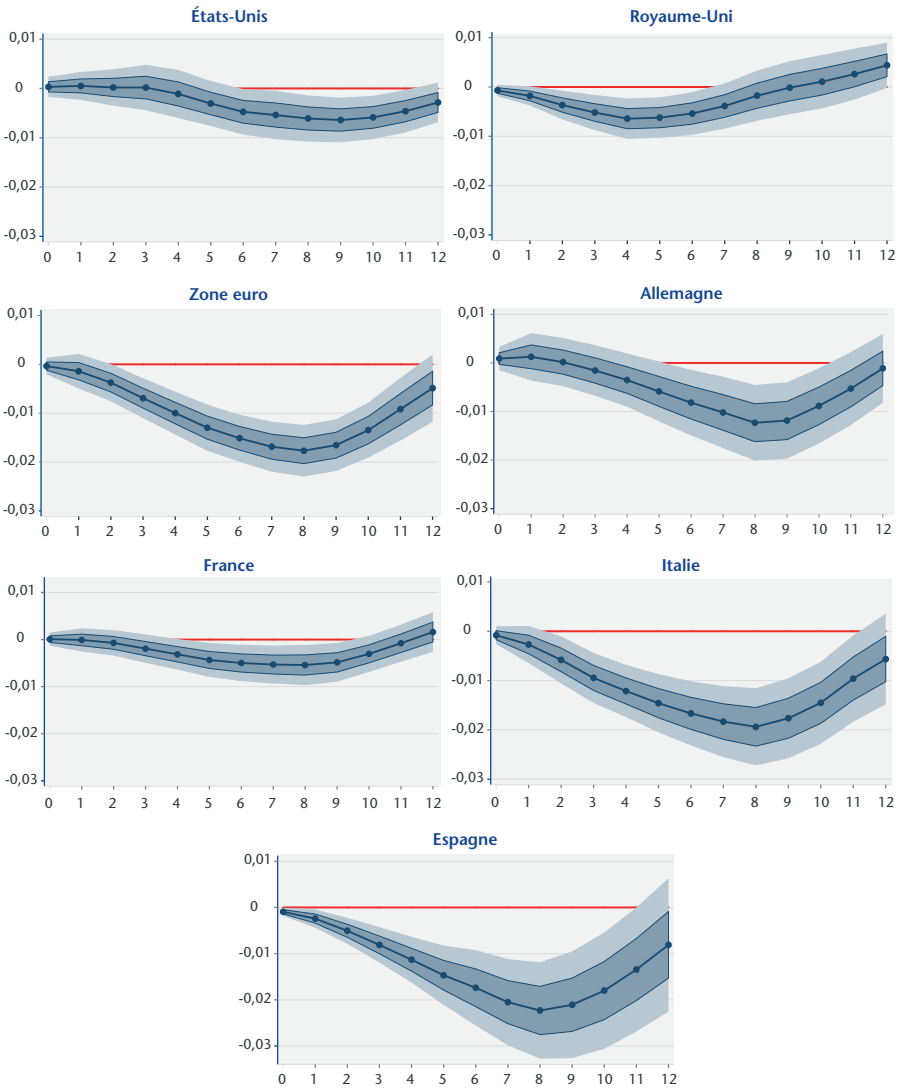
Source : calcul des auteurs.

L'équation (4) est estimée en fréquence trimestrielle pour la zone euro, les États-Unis, le Royaume-Uni ainsi que pour les quatre grands pays de la zone euro : Allemagne, France, Italie et Espagne. Pour ces derniers, l'effet de la politique monétaire est capté par le choc monétaire estimé sur la zone euro. L'estimation de l'équation (4) intègre également des retards de la variable endogène et de l'instrument de

politique monétaire. Les élasticités ainsi obtenues sont représentées sur le graphique 2. Il ressort que les délais de transmission de la politique monétaire sont assez longs, conformément aux résultats habituellement mis en évidence dans la littérature. Les effets sont généralement significatifs deux trimestres après le choc au Royaume-Uni, dans la zone euro dans son ensemble et en Italie. Le délai pour que l'impact soit significatif est plus long aux États-Unis (6 trimestres), en Allemagne (5 trimestres) et en France (4 trimestres) mais plus court en Espagne puisque le coefficient est significatif un trimestre après le choc. Le pic est le plus souvent atteint deux ans après le choc sauf pour le Royaume-Uni où l'effet maximum est atteint après 4 trimestres. Les résultats indiquent également que les effets de la politique monétaire sont différents selon les pays en lien avec l'hétérogénéité des structures financières, des marchés du travail, du degré d'ouverture des économies, des rigidités nominales ou réelles, etc. L'effet de la politique monétaire serait notamment un peu plus fort en zone euro qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni. Il y a également une forte hétérogénéité au sein de la zone euro puisque l'impact de la politique monétaire de la BCE est plus important en Espagne et en Italie qu'en Allemagne et plus encore qu'en France. Enfin, pour les différents pays ou zones, l'impact de la politique monétaire devient nul après 11 à 12 trimestres.

Ces multiplicateurs nous permettent d'analyser l'impact d'une hausse d'un point de pourcentage du taux d'intérêt sur le PIB. En supposant que cette hausse intervient au premier trimestre de l'année ( $t$ ) puis que le taux d'intérêt retourne vers zéro à raison d'une baisse d'un quart de point du taux à chaque trimestre, le PIB diminue de 0,01 point en ( $t+1$ ) puis de 0,02 point en ( $t+2$ ) aux États-Unis. L'effet est encore négatif en ( $t+3$ ) puis nul la quatrième année suivant le choc. L'impact est plus faible au Royaume-Uni avec un pic - 0,01 point en ( $t+1$ ) et ( $t+2$ ) mais plus important en zone euro. La baisse du PIB est de 0,01 point dès l'année du choc puis atteint 0,03 point ( $t+1$ ) et ( $t+2$ ). La réponse est plus forte en Italie et en Espagne où elle atteint respectivement 0,04 et 0,05 point en ( $t+2$ ) contre -0,02 point pour l'Allemagne et -0,01 point en France. Le graphique en annexe montre les fonctions de réponse du PIB lorsque les chocs sont déterminés à partir du taux implicite estimé par Wu et Xia (2016). Alors que ces taux implicites sont assez différents de ceux de Krippner (2013), les paramètres estimés du multiplicateur monétaire sont proches. Ces résultats annexes suggèrent que les réponses du PIB à la politique monétaire présentées dans le graphique 2 sont robustes.

Graphique 2. Effet de la politique monétaire sur le PIB

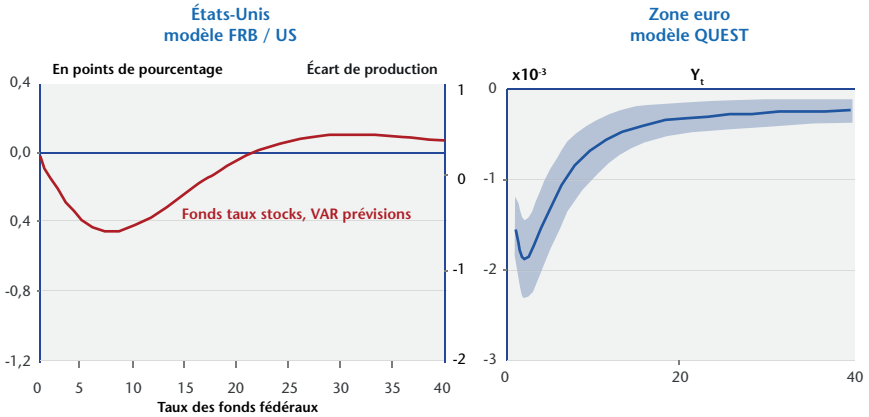


Note : fonctions de réponse estimées sur la base de l'équation (4) jusque k = 12 trimestres. Chaque point représente la réponse du PIB dans chaque pays à l'horizon k après un choc d'un point de taux d'intérêt, avec des intervalles de confiance à 68 et 95 %. L'axe des abscisses est en trimestre, l'axe des ordonnées se lit en écart en % au compte central. Source : Estimations des auteurs.

Les élasticités estimées suggèrent des délais de transmission assez lents de la politique monétaire avec un creux pour la réponse du PIB autour du 8<sup>e</sup> trimestre après le choc. L'effet maximum serait obtenu plus tôt au Royaume-Uni : après 4 trimestres. Le signe et la dynamique de la fonction de réponse du PIB de la zone euro et des États-Unis sont

assez similaires à ceux obtenus à partir des modèles QUEST<sup>4</sup> et FRB / US<sup>5</sup>. Aux États-Unis, un choc d'un point de pourcentage sur le taux des fonds fédéraux a un effet négatif immédiat qui atteint son maximum autour du 8<sup>e</sup> trimestre après le choc (graphique 3).

Graphique 3. La réponse de l'activité économique à un choc restrictif de politique monétaire



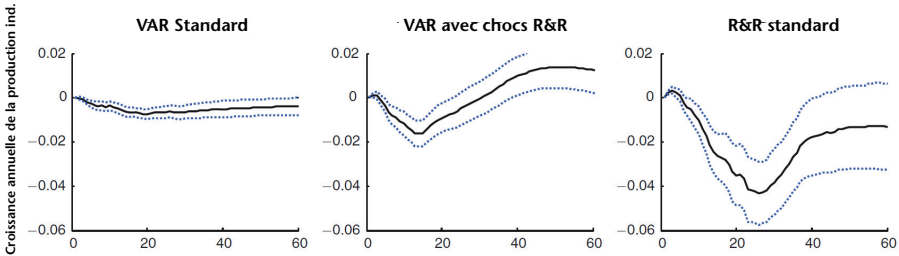
Source : modèles FRB/US et QUEST. Pour les États-Unis, le choc simulé est une hausse d'un point sur le taux des fonds fédéraux. Le taux revient vers 0 au bout de 2 ans et baisse ensuite pendant quelques trimestres. Pour la zone euro, le choc correspond à une hausse transitoire d'un point du taux d'intérêt nominal.

Coibion (2012) trouve une réponse d'ampleur similaire (graphique 4). La taille des multiplicateurs ne peut être directement comparée dans la mesure où les chocs simulés ne sont pas forcément identiques, ce qui peut induire des effets différents. Pour la zone euro, l'estimation *via* le modèle QUEST suggère une réponse plus rapide de l'activité au choc monétaire avec un creux qui serait atteint dès les premiers trimestres (graphique 3). Sur la base de données mensuelles, le creux de la réponse du PIB à un choc de restrictif de politique monétaire au Royaume-Uni est également plus rapide selon les estimations de Cloyne et Hurtgen (2016). Il reste que dans tous les cas, la réponse du PIB est en forme de U.

4. Il s'agit d'un modèle macroéconomique de type DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) utilisé par la Commission européenne pour analyser les effets des politiques macroéconomiques.

5. Le modèle FRB / US est un modèle d'équilibre général estimé pour l'économie américaine utilisé par la Réserve fédérale des États-Unis. Ce modèle permet d'analyser l'effet des politiques monétaire et budgétaire.

Graphique 4. Effet de la politique monétaire sur le PIB avec différentes méthodes d'identification



Note : le trait noir et plein représente la réponse du PIB à une hausse de 1 point de pourcentage du taux directeur aux États-Unis sur 60 trimestres. L'intervalle de confiance, en bleu, représente 1 écart-type (soit un intervalle de confiance à 68%). Sur les 2 premiers graphiques, le trait en pointillé représente la réponse du PIB à une séquence de chocs qui reproduirait la réponse du PIB dans le 3<sup>e</sup> graphique. R&R fait référence à Romer et Romer (2004).

Source : Coibion (2012).

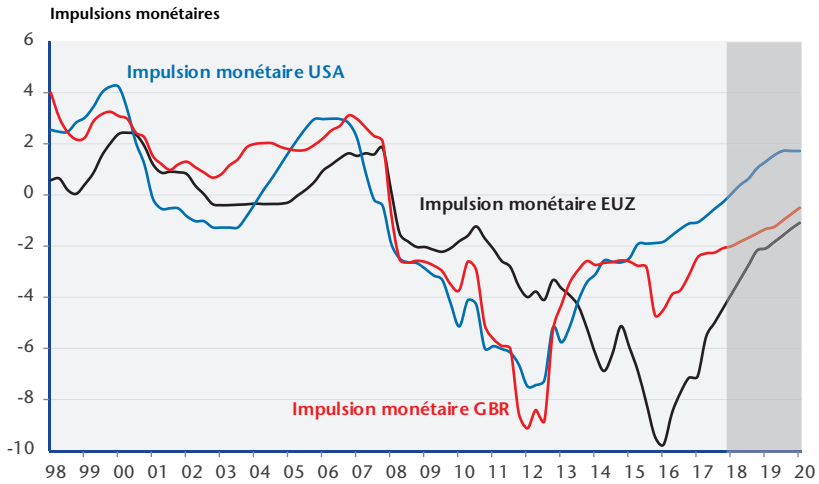
## 2. Contribution de la politique monétaire au PIB

Partant des estimations des multiplicateurs monétaires et de la séquence de taux d'intérêt observée depuis une date donnée, il est possible de calculer la contribution de la politique monétaire à l'activité de la façon suivante :

$$y_t^{MP} = \beta_k \cdot (i_{t-k} - i_{t-k}^*) \quad (5)$$

où  $y_t^{MP}$  reflète l'effet sur le PIB à la date ( $t$ ) qui s'explique par l'évolution de l'écart entre le taux d'intérêt et un taux d'équilibre à chaque date ( $t - k$ ) où  $k = 0, 1, \dots, 12$ . L'effet estimé s'interprète comme l'écart du PIB relativement à un scénario central sans changement de l'orientation de la politique monétaire. On suppose d'abord que le taux d'équilibre – qui peut être défini comme le taux d'intérêt naturel – est constant et calculé comme la moyenne du taux d'intérêt souverain à deux ans sur l'ensemble de la période considérée dans cette étude. Pour les quatre pays de la zone euro, on suppose que ce taux est identique et correspond au taux d'intérêt à deux ans moyen de la zone euro où il s'élève à 2,4 %, contre 2,3 % aux États-Unis et 2,75 % au Royaume-Uni. Ainsi, dès lors que le taux de politique monétaire – taux directeur ou taux implicite – est supérieur (respectivement inférieur) à ce taux d'équilibre, la politique monétaire contribue négativement (respectivement positivement) au PIB. Le graphique 5 montre l'évolution de l'impulsion monétaire dans les 3 zones considérées sur notre échantillon et en prévision jusque décembre 2020. Nous analysons la sensibilité de nos résultats à cette hypothèse de calcul du taux d'équilibre dans la section suivante.

Graphique 5. Écart du taux de politique monétaire au taux d'intérêt neutre



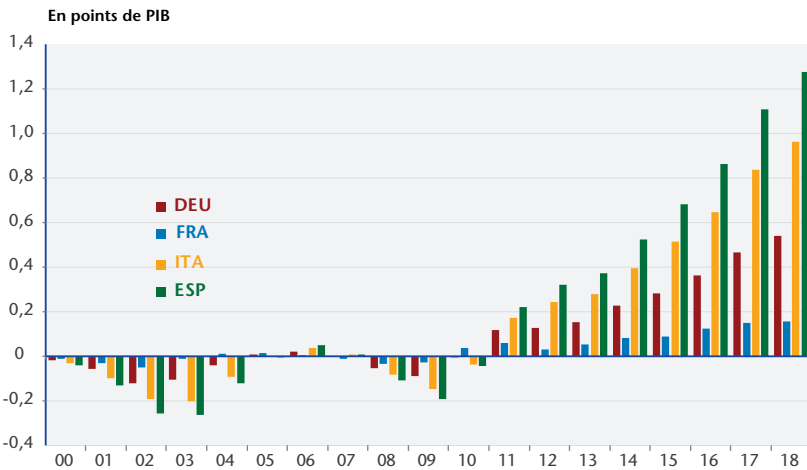
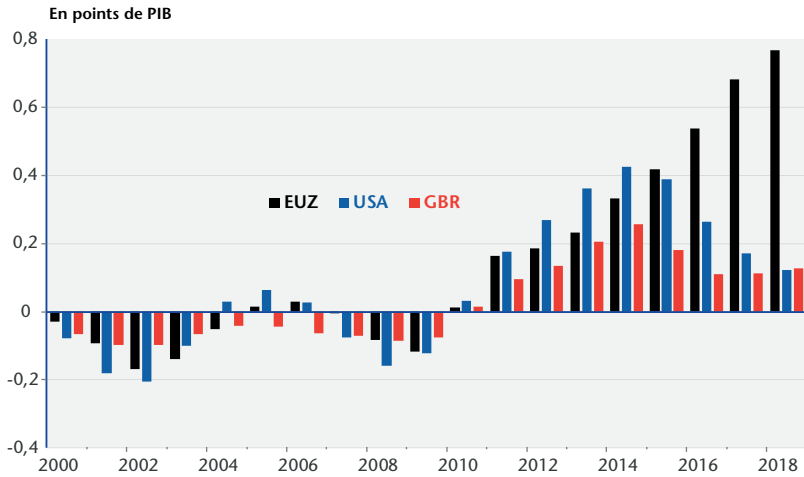
Note : L'impulsion monétaire est calculée dans chaque zone comme la différence entre le taux de politique monétaire (taux implicite) et le taux d'intérêt neutre. La zone grisée représente la prévision des impulsions monétaires pour les 2 prochaines années.

Source : Calculs des auteurs.

Le calcul de ces contributions depuis 1999 indique globalement une contribution négative de la politique monétaire sur le PIB entre 1999 et 2009 pour la zone euro, les États-Unis et le Royaume-Uni (graphique 6). On note cependant des effets positifs de la politique monétaire en 2005 et 2006 liés à l'orientation faiblement expansionniste – au regard du taux d'équilibre – de la politique monétaire entre septembre 2003 et mars 2006 pour la zone euro et entre décembre 2001 et décembre 2004 aux États-Unis. Après 2010, l'effet devient positif en lien avec la forte baisse des taux directeurs des banques centrales puis leur politique d'achats de titres. Aux États-Unis, cet effet a atteint un pic en 2014 avec une contribution positive de 0,4 point. On note qu'entre 2010 et 2014, la contribution de la politique monétaire au PIB est plus favorable aux États-Unis que dans la zone euro. Ceci résulte principalement d'une orientation plus expansionniste de la politique monétaire de la Réserve fédérale qui a entrepris, plus tôt que la BCE, une politique d'achat d'actifs. Le programme d'assouplissement quantitatif démarrant plus tard en zone euro, on a des effets de la politique monétaire qui tendent à s'amplifier entre 2015 et 2018, ce qui coïncide également avec la dynamique de reprise enclenchée au cours de cette période<sup>6</sup>.

6. Sur la période 2011-2014, la politique monétaire contribue positivement au PIB si bien que la récession s'explique par d'autres chocs et notamment par les effets des politiques de consolidation budgétaire. Voir Sampognaro (2018).

Graphique 6. Contribution de la politique monétaire au PIB



Note : calcul réalisé avec l'équation (5) et basée sur le multiplicateur monétaire estimé avec l'équation (4).  
 Source : Calculs des auteurs.

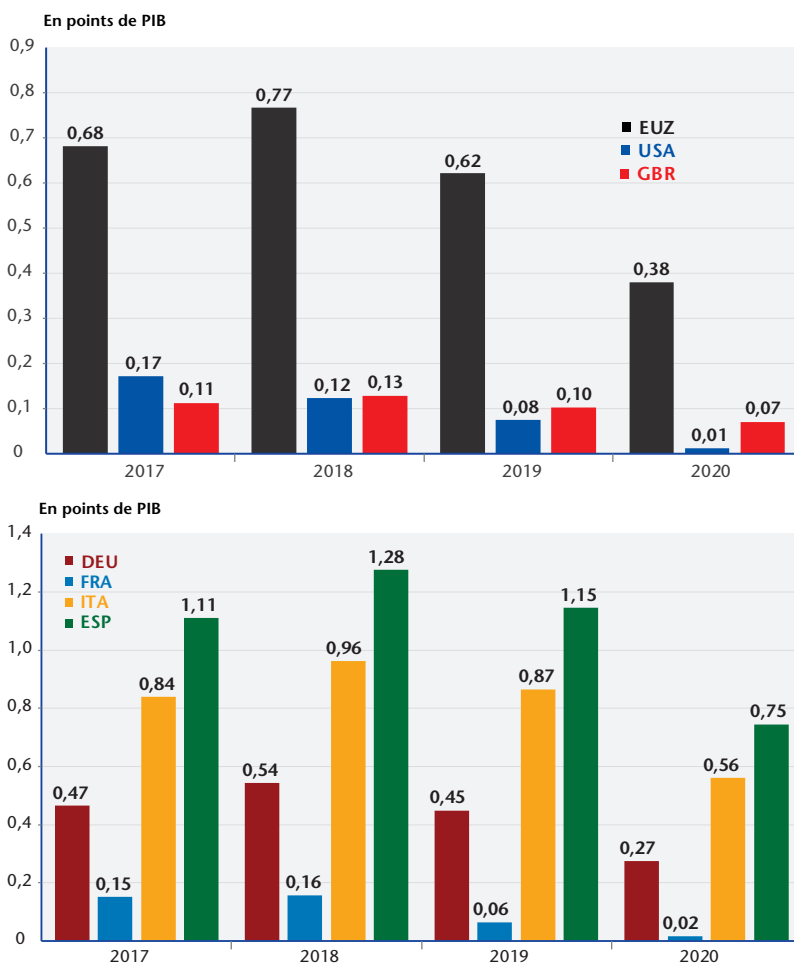
Au sein de la zone euro, on retrouve logiquement la hiérarchie mise en évidence par les multiplicateurs. L'impact de la politique monétaire de la BCE depuis a été plus expansionniste en Espagne et en Italie qu'en Allemagne et en France. Pour 2018, cet impact positif serait de plus de 1,2 point de PIB en Espagne, un peu moins de 1 point en Italie contre 0,5 en Allemagne et à peine de 0,2 en France.

Il est également possible de déterminer comment la politique monétaire devrait influencer le PIB à l'horizon 2020 en intégrant le scénario de politique monétaire prévu pour la BCE, les États-Unis et le



Royaume-Uni<sup>7</sup>. L'effet positif de la politique monétaire en zone euro aurait alors atteint un pic en 2018 et s'atténuerait ensuite en lien avec la normalisation anticipée de la politique monétaire de la BCE (graphique 7). L'effet resterait plus important en Espagne et en Italie relativement à l'Allemagne ; il serait nul en 2020 pour la France. Aux États-Unis, la politique monétaire cesserait de soutenir l'activité à l'horizon 2020.

Graphique 7. Contribution de la politique monétaire au PIB en prévision

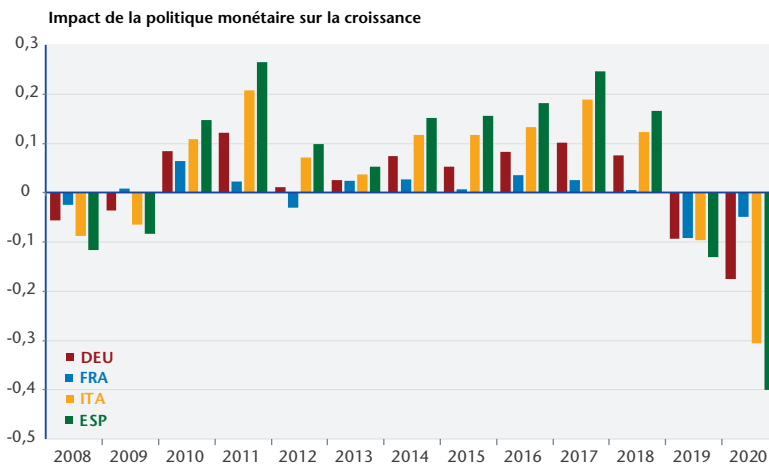
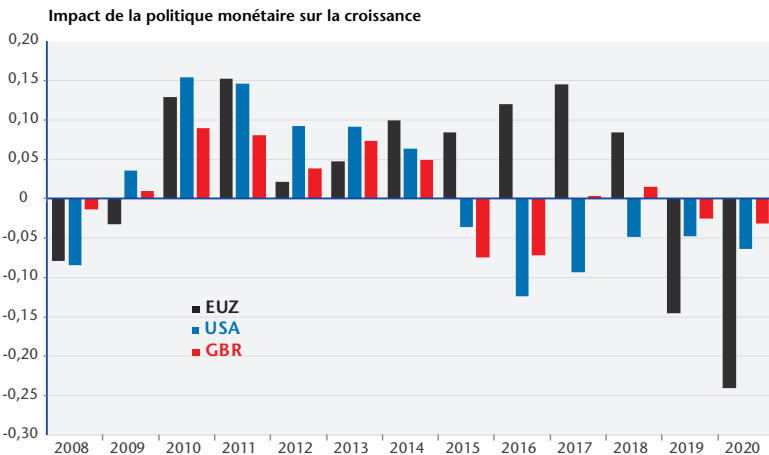


Note : calcul réalisé avec l'équation (5) et basée sur le multiplicateur monétaire estimé avec l'équation (4).  
 Source : Calculs des auteurs.

7. Voir la partie OFCE (2018) : « Politiques monétaires : concordance des cycles » pour plus de détails.

De fait, la réduction de la contribution positive de la politique monétaire à l'activité indique que l'effet sur le taux de croissance deviendrait négatif. En effet, l'impact courant sur le PIB dépend directement de l'inclinaison de la politique monétaire<sup>8</sup>. Il est positif dès l'instant que le taux de politique monétaire est inférieur au taux d'équilibre. Mais si la politique monétaire devient moins expansionniste, le soutien à l'activité s'atténue et donc l'effet sur la croissance devient négatif. Dit autrement, la normalisation de la politique monétaire tend à réduire la croissance relativement à un scénario à politique monétaire inchangée. Pour la zone euro, l'effet sur la croissance serait encore positif en 2018 : de

Graphique 8. Contribution de la politique monétaire à la croissance



Note : calcul réalisé avec l'équation (5) et basée sur le multiplicateur monétaire estimé avec l'équation (4).  
 Source : Calculs des auteurs.

8. L'impact total dépend quant à lui également de la politique monétaire passée.

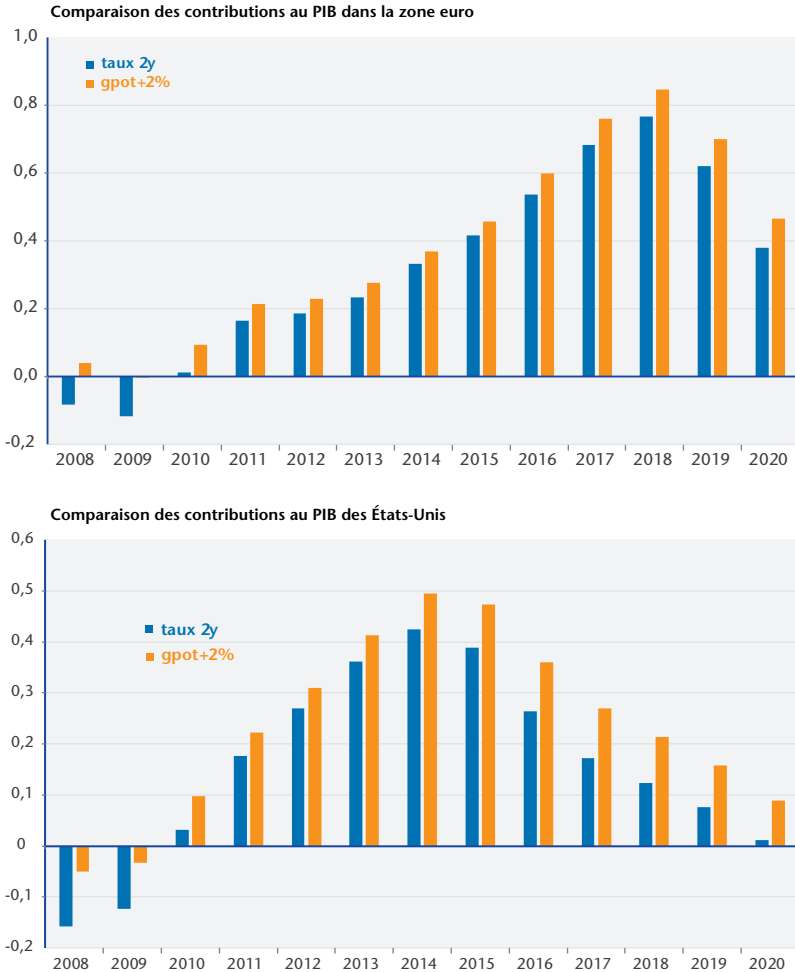
l'ordre de 0,1 point de PIB puis négatif en 2019 et 2020 de -0,15 point et -0,25 respectivement (graphique 8). Dit autrement, alors que la politique monétaire permettait de maintenir une croissance supérieure à son rythme potentiel en 2018, ça ne serait plus le cas en 2019 et 2020 même si la politique monétaire continue à soutenir l'activité. Au sein de la zone euro, la contribution de la politique monétaire à la croissance serait positive en 2018 uniquement en Allemagne (+0,07 point), en Italie (+0,12 point) et en Espagne (+0,17 point) puis négative les deux années suivantes avec un effet qui atteindrait -0,4 point de croissance en 2020 en Espagne et 0,3 point en Italie. Aux États-Unis, l'impact sur le taux de croissance est négatif depuis 2015 en lien avec une normalisation de la politique monétaire qui a débuté plus tôt. Depuis 2014, l'écart au taux d'équilibre a diminué et serait positif depuis mars 2016, après la décision de la Réserve fédérale de remonter le taux directeur en décembre 2015. Sur la période 2018-2020, l'effet négatif en termes de taux de croissance serait en moyenne de -0,05 point chaque année.

### 3. Limites

L'analyse de la contribution de la politique monétaire dépend non seulement de l'estimation des paramètres  $\beta_k$  mais aussi de l'inclination plus ou moins restrictive de la politique monétaire et donc de l'hypothèse réalisée sur le taux nominal neutre de politique monétaire. De fait, cette variable est inobservée et la politique monétaire se durcira donc d'autant plus rapidement que le taux neutre est supposé faible. Ce taux est généralement en lien avec la croissance tendancielle des économies. Néanmoins, des estimations récentes suggèrent qu'il serait plus faible non seulement en lien avec une réduction de la croissance tendancielle du PIB mais aussi en raison d'autres facteurs et notamment de la demande d'actifs de réserve. Nous comparons les contributions de la politique monétaire au PIB de la zone euro et des États-Unis obtenues précédemment avec celles obtenues sous l'hypothèse d'un taux neutre qui serait égal au taux de croissance potentiel – calculé par l'OCDE – auquel on ajoute la cible d'inflation de 2 %.

Les résultats suggèrent certes des effets plus importants de la politique monétaire sur le PIB dans ce deuxième cas, ce qui s'explique par des taux neutres plus élevés et donc une orientation de la politique monétaire plus expansionniste sur la période 2009-2018 (graphique 9). Avec une hypothèse de taux directeur à 4 % aux États-Unis en 2020, l'orientation de la politique serait quasi neutre dans le cas d'un taux

Graphique 9. Contribution de la politique monétaire en fonction de l'hypothèse de taux neutre



Note : calcul réalisé avec l'équation (5) et basée sur le multiplicateur monétaire estimé avec l'équation (4).

Source : Calculs des auteurs.

neutre égal au potentiel de croissance +2 %. Pour autant, les différences d'impact sont relativement modestes. Surtout, dans la mesure où les estimations de croissance potentielle sont relativement inertes, les effets sur le taux de croissance du PIB sont quasiment identiques quelle que soit l'hypothèse retenue pour le taux neutre.

Par ailleurs, nous avons fait l'hypothèse que l'effet des politiques monétaires non conventionnelles, mesurées en point de taux d'intérêt, est identique à celui de la politique standard de taux d'intérêt. Cette

hypothèse est cohérente avec l'indicateur de taux implicite censé traduire dans l'espace des taux de très court terme l'effet de l'ensemble des mesures non conventionnelles mais pourrait cependant être invalidée par les données. L'effet des chocs de politique monétaire pourrait également dépendre de la position des pays dans le cycle économique. Enfin, pour la zone euro, les chocs sont estimés sur l'ensemble de la zone et non pour chaque pays considéré individuellement. Dans ces conditions, les paramètres  $\beta_k$  par pays reflètent à la fois l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire commune mais aussi le fait qu'un choc monétaire agrégé n'est pas forcément un choc monétaire propre au pays.

#### 4. Conclusion

Cet article décrit une méthode qui permet d'évaluer la contribution de la politique monétaire à l'activité économique depuis 1999. L'estimation des multiplicateurs indique un effet significatif de la politique monétaire dans les six pays avancés et confirme des délais de transmission assez long de la politique monétaire. L'effet d'une hausse des taux d'intérêt semble plus important dans la zone euro qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il y a cependant une forte hétérogénéité entre les quatre plus grands pays de la zone euro, avec un effet de la politique monétaire qui serait plus important en Espagne et en Italie et plus faible en Allemagne et surtout en France.

Partant de la séquence de taux d'intérêt observée depuis 1999, nous calculons la contribution de la politique monétaire à l'activité. Il ressort que l'orientation de la politique monétaire de la BCE, de la Réserve fédérale et de la Banque d'Angleterre a globalement pesé sur l'activité entre 1999 et 2008 même s'il y a eu un soutien à la croissance entre 2002 et 2005. Depuis 2008, le maintien du taux d'intérêt à un niveau proche de 0 % et la mise en œuvre de mesures non conventionnelles ont permis de soutenir l'activité et d'amortir le choc de la Grande Récession. Avec la normalisation de la politique entreprise à partir de 2015 aux États-Unis et probablement en 2019 dans la zone euro, le soutien devrait s'atténuer et la croissance pourrait être négativement impactée à l'horizon 2020 dans les six pays avancés.

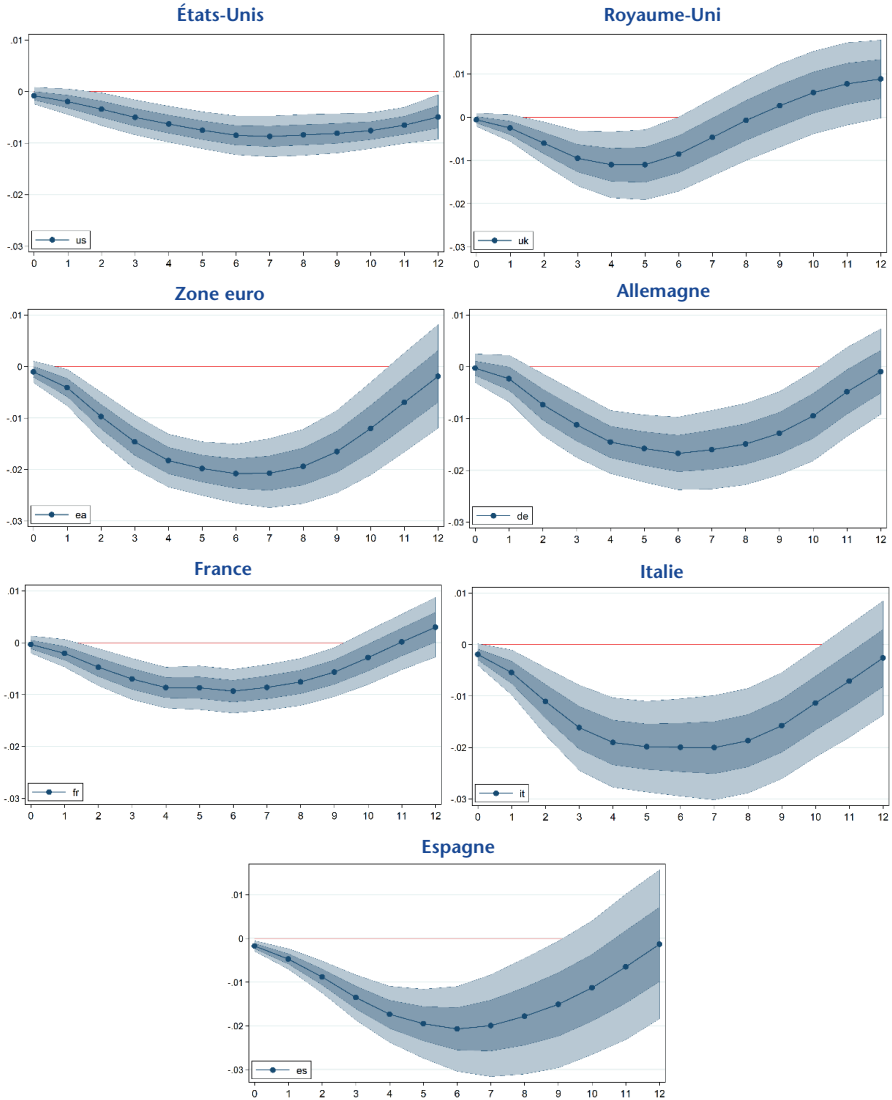
## Références

- Auerbach A. et Y. Gorodnichenko, 2013, « Fiscal multipliers in recession and expansion », in *Fiscal policy after the financial crisis*, Chicago, University of Chicago press, pp. 63-98.
- Bernanke B. et A. Blinder, 1992, « The Federal Funds Rate and the channels of monetary transmission », *American Economic Review*, 82(4), pp. 901-921.
- Bernanke B. et I. Mihov, 1998, « Measuring monetary policy », *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp. 869-902.
- Cloyne J. et P. Hürtgen, 2016, « The macroeconomic effects of monetary policy: a new measure for the United Kingdom », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), pp. 75-102.
- Cochrane J. et M. Piazzesi, 2002, « The fed and interest rates-a high-frequency identification », *American Economic Review*, 92(2), pp. 90-95.
- Coibion O., 2012, « Are the effects of monetary policy shocks big or small? », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(2), pp. 1-32.
- Faust J., E. Swanson et J. Wright, 2004, « Identifying VARs based on high frequency futures data », *Journal of Monetary Economics*, 51(6), pp. 1107-1131.
- Jordà Ò., 2005, « Estimation and inference of impulse responses by local projections », *American Economic Review*, 95(1), pp. 161-182.
- Krippner L., 2013, « Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments », *Economics Letters*, 118(1), pp. 135-138.
- Lucas R., 1976, « Econometric policy evaluation: A critique », in K. Brunner et AH Meltzer, *The Phillips curve and labour markets*.
- OFCE, 2018, « Politiques monétaires : concordance des cycles », in Perspectives 2018-2020 pour l'économie mondiale, *Revue de l'OFCE*, n° 159.
- Owyang M., V. Ramey et S. Zubairy, 2013, « Are government spending multipliers greater during periods of slack? », *American Economic Review*, 103(3), pp. 129-34.
- Rigobon R. et B. Sack, 2004, « The impact of monetary policy on asset prices », *Journal of Monetary Economics*, 51(8), pp. 1553-1575.
- Romer C. et D. Romer, 2004, « A new measure of monetary shocks: Derivation and implications », *American Economic Review*, 94(4), 1055-1084.
- Sampognaro R. (2018). « Les effets de la politique budgétaire depuis 2008 dans six économies avancées », *Revue de l'OFCE*, n° 155.
- Taylor J., 1993, « Discretion versus policy rules in practice », In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, pp. 195-214. North-Holland.

- Tenreiro S. et G. Thwaites, 2016, « Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), pp. 43-74.
- Wu J. et F. Xia, 2016, « Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound », *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), pp. 253-291.

## ANNEXE

### Effet de la politique monétaire sur le PIB, sur la base du taux implicite estimé par Wu et Xia (2016)



Note : fonctions de réponse estimées sur la base de l'équation (4) jusque  $k = 12$  trimestres. Chaque point représente la réponse du PIB dans chaque pays à l'horizon  $k$  après un choc d'un point de taux d'intérêt, avec des intervalles de confiance à 68 et 95 %. L'axe des abscisses est en trimestre, l'axe des ordonnées se lit en écart en % au compte central.  
 Source : calculs des auteurs.