



La politique monétaire crée-t-elle des bulles ?

Christophe Blot, Paul Hubert, Fabien Labondance

► To cite this version:

Christophe Blot, Paul Hubert, Fabien Labondance. La politique monétaire crée-t-elle des bulles ?. Revue de l'OFCE, 2015, 144, pp.257 - 286. 10.3917/reof.144.0257 . hal-03459513

HAL Id: hal-03459513

<https://sciencespo.hal.science/hal-03459513>

Submitted on 1 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LA POLITIQUE MONÉTAIRE CRÉE-T-ELLE DES BULLES ?

Christophe Blot, Paul Hubert et Fabien Labondance

OFCE, Sciences Po

La mise en place par les banques centrales de politiques monétaires très expansionnistes depuis quelques années fait craindre que ces liquidités alimentent des bulles spéculatives sur différents prix d'actifs. Plutôt que d'évaluer l'effet de la politique monétaire sur les prix d'actifs, qui constitue l'un de ses canaux de transmission habituels, nous estimons la composante « bulle », c'est-à-dire la partie non-expliquée par des déterminants macroéconomiques et financiers, de trois prix d'actifs : actions, obligations et immobiliers, au niveau de la zone euro. Nous évaluons ensuite l'impact de la politique monétaire de la BCE sur ces trois composantes « bulle » et trouvons que leur processus n'est pas déterminé par la politique menée par la banque centrale, qu'elle soit expansionniste ou restrictive.

Mots clés : BCE, politique monétaire, bulles, assouplissement quantitatif.

Depuis 2009, les banques centrales ont mis en œuvre des politiques monétaires très expansionnistes afin de soutenir l'activité et d'empêcher les économies des pays industrialisés de tomber en déflation. Dans un contexte fortement récessif, la baisse des taux directeurs a rapidement atteint le seuil plancher de 0 % (*ZLB* pour *zero lower bound*) conduisant les banques centrales à recourir à des mesures non-conventionnelles. Ces politiques se sont traduites par une expansion de leurs bilans, reflétant les liquidités fournies par les banques centrales aux systèmes financiers. Ces différentes mesures suscitent de nombreuses interrogations quant à leur impact sur l'activité réelle mais aussi la crainte qu'elles pourraient alimenter de nouvelles bulles spéculatives sur différents types d'actifs. L'objectif de cette étude est d'apporter quelques éléments

de réponse en analysant pour trois marchés (actions, immobilier et obligataire) l'impact des différentes mesures de politique monétaire sur la composante des prix d'actifs qui n'est pas expliquée par un ensemble de déterminants, qualifiés de fondamentaux. Les critiques sur le rôle de la politique monétaire dans le développement des bulles furent notamment avancées par Taylor (2009) qui suggère que le bas niveau des taux d'intérêt pratiqué par la Réserve fédérale entre 2001 et 2004 a contribué à l'émergence d'une bulle sur le marché immobilier américain et, partant de là, au boom des prêts *subprime* et des produits structurés.

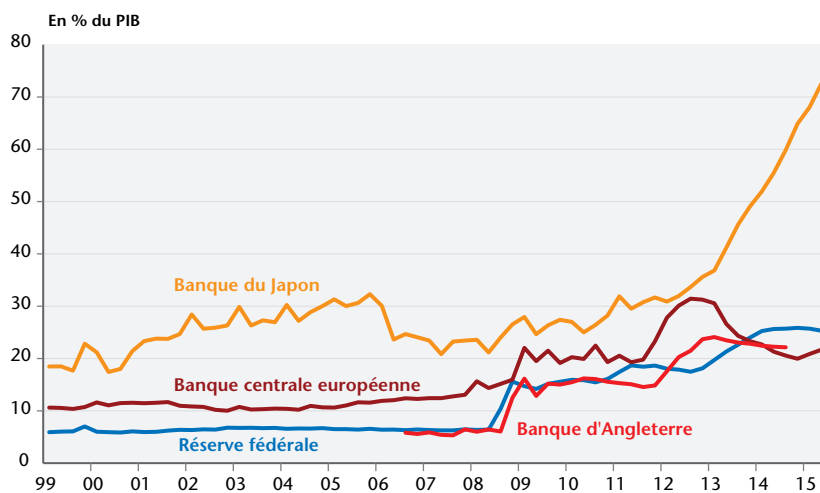
Plus récemment, ce risque est dénoncé par de nombreux édito-rialistes et économistes de banques d'investissement qui pointent en particulier les programmes de *quantitative easing* (QE) par lesquels les banques centrales achètent des titres (essentiellement des obligations publiques). Les montants des interventions sont effectivement colossaux. Ainsi, dans son programme lancé en mars 2015, la BCE envisage des achats d'obligations émises par les gouvernements de la zone euro pour un montant de 1 100 milliards d'euros¹ (soit 10,9 points de PIB de la zone euro). Le programme de la BCE suit celui mis en œuvre plus tôt par la Banque d'Angleterre et la Réserve fédérale. Entre mars 2009 et juillet 2012, les achats de la Banque d'Angleterre se sont élevés à 375 milliards de livres (soit plus de 20 points de PIB et l'équivalent de 520 milliards d'euros) tandis que le cumul d'achat d'actifs par la banque centrale américaine dépasse 3 800 milliards de dollars (soit près de 22 points de PIB et l'équivalent de 3 400 milliards d'euros). La Banque du Japon a également largement recours à différentes mesures non-conventionnelles qui ont eu pour conséquence d'entraîner une explosion de son bilan qui dépasse désormais 70 % du PIB ; soit un record relativement à celui des autres banques centrales (graphique 1). De fait, l'efficacité de ces mesures résulte en partie des réallocations de portefeuille induites² par les achats d'actifs et donc de l'effet sur les autres prix d'actifs. Plus généralement, le canal des prix d'actifs est un vecteur important de la transmission de la politique monétaire conventionnelle. Ce canal, et l'effet de la politique monétaire sur

1. Voir Clayes, Leandro et Mandra (2015) pour une description détaillée du QE de la BCE.

2. Voir Joyce *et al.* (2011) ou Blot, Creel, Hubert et Labondance (2015) pour une revue des canaux de transmission du QE, et Creel, Hubert et Vienne (2015) pour une estimation de ses effets.

les prix d'actifs de façon plus générale, est d'ailleurs largement étudié dans la littérature (voir par exemple Rigobon et Sack, 2004 ou Bernanke et Kuttner, 2005). Cependant, peu de travaux distinguent dans l'évolution des prix d'actifs ce qui relève de la valeur fondamentale de ce qui relève de la bulle. Si la définition et surtout l'identification des bulles de prix d'actif reste soumise à une forte incertitude, il n'en demeure pas moins qu'il est essentiel pour les banquiers centraux de comprendre précisément l'impact de leur décision. En effet, si l'effet recherché d'une politique monétaire expansionniste (respectivement restrictive) est bien de stimuler (respectivement freiner) la demande finale *via* la hausse (respectivement la baisse) des prix d'actifs, il n'est pas de créer des bulles dont l'éclatement met en péril le fonctionnement du système financier, génère une mauvaise allocation du capital et provoque des récessions.

Graphique 1. Taille du bilan des banques centrales



Sources : BCE, BoE, BoJ, Réserve fédérale.

L'objet de cette étude est précisément de déterminer l'impact de la politique monétaire sur la composante des prix d'actifs qui n'est pas expliquée par les déterminants usuels (macroéconomiques et financiers). Cette étude se rapproche ainsi des travaux récents menés par Gali et Gambetti (2015). Nous nous différencions de leur analyse en ce sens que notre analyse ne s'appuie pas sur une définition de bulles rationnelles. Notre approche ne consiste pas à

identifier *stricto sensu* la composante « bulle », qui repose sur une définition théorique de la valeur fondamentale, mais consiste à estimer la contribution de différents déterminants macroéconomiques et financiers des prix d'actifs afin d'en extraire la composante non expliquée. Cette composante correspond aux résidus de l'équation de détermination des prix d'actifs intégrant les variables considérées comme fondamentales pour expliquer ces prix d'actifs. À partir de ces résidus, nous définissons deux mesures pouvant être considérées comme des *proxy* pour ces « bulles ». Ces mesures sont ensuite utilisées dans un modèle VAR à la fois pour mesurer la propagation des bulles d'un marché à un autre et pour analyser l'impact des chocs non anticipés de politique monétaire sur cette composante dite « bulle ». Nos résultats suggèrent que la politique monétaire n'a pas d'impact sur les composantes « bulles » des prix d'actifs sur les marchés immobiliers, actions et obligations, et que ces composantes « bulles » sont liées et se propagent par l'intermédiaire d'effets richesse d'un marché à l'autre. Enfin, nous testons l'existence d'une relation non-linéaire entre la politique monétaire et les « bulles » et ne trouvons pas davantage l'existence d'un tel lien pour la zone euro.

Le reste de cette étude est composé comme suit. Dans une section 1 nous présentons la littérature sur les liens entre politique monétaire et prix d'actif ainsi que la littérature sur l'identification des bulles. Dans une section 2 nous présentons les données. L'identification des bulles est présentée en section 3. La section 4 présente nos résultats quant aux déterminants des bulles et à leur propagation et nous concluons en section 5.

1. Revue de littérature

L'objectif de cette étude est de mesurer en quoi la politique monétaire de la BCE a pu encourager la formation de bulles sur les marchés d'actifs européens. Elle s'inscrit dans une volumineuse littérature qui traite de l'impact des décisions de politique monétaire sur les marchés financiers. Théoriquement, une politique monétaire accommodante offre aux investisseurs de plus grandes marges de manœuvre en leur permettant d'accéder à des financements à moindre coût. Elle doit par conséquent se refléter dans l'évolution des cours boursiers. Les études empiriques confirment

l'existence d'une relation inverse entre les prix des actions et l'évolution du taux directeur. C'est le cas de Pearce et Roley (1983) qui, sur la période 1977-1982, étudient les réponses des marchés d'actions américains à la suite des annonces hebdomadaires de politique monétaire. Ils parviennent à la conclusion selon laquelle une hausse non anticipée du taux directeur diminue les prix des actions alors qu'une baisse les augmente. Ces mêmes auteurs étudient les réactions quotidiennes des marchés d'actions aux États-Unis en fonction d'une importante base de données recensant de nombreuses annonces macroéconomiques (Pearce et Roley, 1985). Ils démontrent à nouveau que parmi toutes ces nouvelles informations macroéconomiques, les annonces de politique monétaire non anticipées jouent toujours un rôle significatif. Plus récemment, Bernanke et Kuttner (2005) montrent qu'en moyenne, une baisse exogène de 25 points de base du taux d'intérêt directeur de la Fed est associée à une hausse d'environ 1 % des indices boursiers. Bomfim (2003) parvient à des conclusions similaires en montrant notamment que pour chaque augmentation d'un point de base du taux de la Fed sur le marché monétaire pour le prochain mois, les rendements quotidiens diminuent de 0,04 %. Rigobon et Sack (2004) trouvent de leur côté qu'une augmentation non anticipée de 25 points de base des taux d'intérêt à court terme entraîne une diminution de 1,7 % de l'indice boursier S&P 500. En utilisant des données intra-quotidiennes, Gurkaynak *et al.* (2005) trouvent, qu'en moyenne, un resserrement de la politique monétaire américaine caractérisé par une hausse non anticipée de 25 points de base du taux d'intérêt à court terme amène une chute d'environ 1 % du S&P 500. Bordo et Landon-Lane (2013) suggèrent que sur longue période, les politiques monétaires expansionnistes ont des effets positifs sur les prix d'actifs et qu'ils sont parfois amplifiés dans les périodes de boom³.

Les études précédemment évoquées s'intéressent uniquement aux réactions des marchés d'actions aux États-Unis mais ces travaux ont été élargis à d'autres économies. Ioannidis et Kontonikas (2008) analysent le cas de 13 pays industrialisés membres de

3. Ces résultats semblent néanmoins assez fragiles puisque l'ajout de variables de contrôle réduit la significativité dans un certain nombre de cas. De plus, une politique monétaire expansionniste correspond à un taux d'intérêt inférieur au taux cible, ce qui ne rend pas compte de l'inclination de l'instrument monétaire relativement aux conditions macroéconomiques.

l'OCDE et parviennent à la conclusion que dans 10 des 13 pays, une hausse du taux d'intérêt a un effet négatif sur les rendements boursiers. Toutefois, si la nature des effets semblent pouvoir être généralisée, l'ampleur de l'impact pourrait différer, avec des effets plus faibles pour les petites économies ouvertes que pour les grands pays (Li *et al.*, 2010)⁴. En ce qui concerne les marchés financiers de la zone euro, les résultats sont moins homogènes. Angeloni et Ehrmann (2003) analysent les effets des décisions de politique monétaire sur les indices boursiers nationaux dans la zone euro. Ils montrent que les resserrements monétaires ont un impact négatif sur tous les indices nationaux, excepté en Irlande. Bohl *et al.* (2008) s'intéressent également aux réactions des marchés d'actions de la zone euro à la suite des annonces non anticipées de la BCE. Ils trouvent également une relation négative et significative entre ces décisions surprises et les rendements des marchés d'actions de la zone euro. Andersson et Overby (2009) mettent en évidence une plus grande réactivité des marchés financiers américains aux annonces de la Fed comparée à la réaction des marchés européens aux annonces de la BCE.

Cependant, certaines analyses suggèrent que le choc monétaire expansionniste pourrait entraîner une baisse des prix d'actifs ou que l'impact serait non significatif. En effet, une décision non anticipée de politique monétaire peut aussi envoyer un signal sur l'environnement macroéconomique. Par exemple, en cas de baisse de taux, les marchés peuvent réaliser que l'annonce de la banque centrale révèle en fait un environnement macroéconomique plus dégradé, ce qui peut, toutes choses égales par ailleurs, entraîner une baisse des prix d'actifs⁵. Cet effet va alors à l'opposé du signal sur l'orientation de politique monétaire qui dans le cas d'une baisse de taux devrait augmenter les prix d'actifs. Bredin *et al.* (2009) nous indiquent que des changements non anticipés, que ce soit dans la politique monétaire allemande ou dans celle de la BCE, n'ont pas d'impact sur les rendements des indices boursiers allemands. De précédentes études s'intéressent à d'éventuelles non-linéarités liées par exemple à la conjoncture macroéconomique.

4. Une analyse récente sur des « petites » économies est également menée par Pennings, Ramayandi et Tang (2015).

5. La distinction entre les effets du signal sur la situation conjoncturelle macroéconomique et le signal de politique monétaire est analysée par Hubert et Maule (2015).

Ainsi, Veronesi (1999) suggère que les marchés d'actions ont tendance à sur-réagir aux mauvaises nouvelles lors des périodes conjoncturelles hautes. Funke et Matsuda (2006) analysent également l'impact de nombreuses nouvelles macroéconomiques sur le prix des actions en prenant en compte les conditions conjoncturelles. Ils montrent que la variation de la cible de taux d'intérêt décidée par la Fed n'a pas le même impact selon les conditions macroéconomiques. En phase haute du cycle, un resserrement de la politique monétaire plus importante qu'anticipée diminue bien les prix des actions. En revanche, il peut arriver qu'une telle hausse non anticipée ait un effet positif sur les prix d'actions lors des périodes conjoncturelles basses. Une telle hausse de la part des autorités monétaires peut être interprétée par les investisseurs comme un signal que la banque centrale anticipe à très court terme un rapide retournement de la conjoncture. Cela peut ainsi modifier les anticipations des investisseurs qui vont alors prévoir de meilleures conditions économiques et investir sur les marchés d'actions afin d'en profiter.

C'est aussi ce que suggèrent Kontonikas, McDonald et Saggi (2013) à partir d'une analyse distinguant l'impact des décisions de politique monétaire au cours de la crise financière de 2007-2009. Pendant cette période, les surprises⁶ de politique monétaire (ici les baisses de taux) n'auraient pas permis d'accroître les rendements boursiers aux États-Unis. Leur analyse ne permet cependant pas d'identifier précisément l'effet des mesures non-conventionnelles. Ce dernier est aujourd'hui largement étudié, mais principalement pour évaluer la capacité des banques centrales à réduire les taux d'intérêt à long terme. Joyce *et al.* (2011) étudient la réaction de l'indice boursier britannique après les annonces de QE de la Banque d'Angleterre et suggèrent des effets assez mitigés sur les cours boursiers⁷. Fiordelisi *et al.* (2014) s'intéressent à la période juin 2007-juin 2012 et évaluent l'impact des mesures prises par les banques centrales de Suisse, de la zone euro, du Japon, du Royaume-Uni et des États-Unis sur les cours boursiers. Ils distinguent les décisions prises sur les taux et différentes mesures

6. Les surprises de politique monétaire correspondent à des décisions non anticipées ou à des chocs exogènes issus d'une modélisation économétrique.

7. Ou après la publication de l'*Inflation report* qui donne des indications sur l'orientation de la politique monétaire britannique.

non-conventionnelles. Leur analyse suggère à la fois que les mesures expansionnistes sont suivies d'une hausse des rendements boursiers mais aussi que la non décision d'accroître le caractère expansionniste de la politique monétaire fait baisser les indices boursiers. Parmi les mesures non-conventionnelles, les apports de liquidité semblent avoir plus d'effet que les programmes d'achat d'actifs. De même, Rogers *et al.* (2014) s'intéressent à l'impact des surprises de politique monétaire non-conventionnelle pour la Réserve fédérale, la BCE, la Banque d'Angleterre et la Banque du Japon. Ils montrent qu'à l'exception du Japon, une décision signalant une politique plus expansionniste se traduit par une hausse des rendements boursiers. Enfin, pour la zone euro uniquement, Haitsma *et al.* (2015) trouvent des effets positifs des surprises de politique monétaire non-conventionnelle sur l'indice boursier Euro Stoxx 50. L'identification des surprises de politique monétaire choisie par Rogers *et al.* (2014) et Haitsma *et al.* (2015) s'appuie sur la variation intra-quotidienne de l'écart entre les rendements des obligations souveraines italiennes et allemandes. Bien qu'une partie des mesures prises par la BCE (notamment le SMP ou l'OMT⁸) visait explicitement à réduire les écarts de taux afin d'améliorer la transmission de la politique monétaire dans les pays périphériques, cela ne concerne pas l'ensemble des mesures qu'elle a prises. Ainsi, d'autres mesures prises par la BCE, comme les opérations de liquidités en faveur du système bancaire⁹, ont pu créer d'autres surprises de politique monétaire. Il est donc possible que Rogers *et al.* (2014) sous-estiment le nombre de surprises monétaires biaisant ainsi les résultats obtenus à partir de l'étude d'événement.

L'ensemble de cette littérature nous indique que les décisions de politique monétaire influencent les marchés d'actifs, avec une ampleur moindre en Europe qu'aux États-Unis. Toutefois, ces différentes études ne distinguent pas dans les évolutions des prix des

8. SMP pour Securities Market Program correspond au programme lancé par la BCE en mai 2010 par lequel elle effectue des achats d'obligations souveraines sur le marché secondaire. L'OMT pour Outright Monetary Transactions, annoncé en septembre 2012, permet également à la BCE d'intervenir sur le même marché. Il se distingue du SMP par l'annonce explicite que les achats peuvent être illimités et par la conditionnalité ; les pays bénéficiant de l'OMT doivent en effet nécessairement appliquer un programme d'ajustement.

9. Allocation intégrale et à taux fixe pour les opérations de refinancement ou l'extension de la maturité des opérations de refinancement à plus long terme.

actifs celles qui sont liées à des modifications des fondamentaux de l'économie de celles qui pourraient résulter d'une bulle. Il n'existe pas de définition ni encore moins de mesure acceptées par tous de ce qu'est une bulle. La plupart des travaux sur le sujet s'accordent à définir une bulle comme une hausse importante des prix d'actifs s'écartant de leur valeur fondamentale. Les études proposées par Borio et Lowe (2002) ou encore par Goodhart et Hofmann (2008) les identifient par l'intermédiaire de larges modifications du niveau des prix d'actifs. Jordà *et al.* (2015) précisent que leur méthode d'identification repose sur la séquence suivante : une hausse des prix d'actifs au-delà d'un écart-type suivie par une baisse d'au moins 15 %. Finalement, notre analyse se rapproche essentiellement de celle de Gali et Gambetti (2015) qui, partant d'un modèle théorique de bulle rationnelle, cherchent à estimer dans un modèle VAR l'impact des décisions de politique monétaire sur les composantes fondamentales et de bulle du prix des actions. Ils montrent alors qu'un choc monétaire restrictif aux États-Unis peut accroître les prix d'actifs américains. Cet effet, contraire aux résultats usuels de la littérature empirique, s'explique selon Gali et Gambetti (2015) par la dynamique de la composante bulle qui, dans un modèle de bulle rationnelle, croît avec le taux d'intérêt. Nous nous inspirons empiriquement de cette approche dans notre étude.

2. Données

Nous nous intéressons à l'impact de la politique monétaire de la BCE dans la zone euro et utilisons par conséquent des données pour la zone euro agrégée depuis 1999. Trois classes d'actifs sont analysées : les taux d'intérêt de l'obligation de référence à 10 ans¹⁰ (*Obligations_t*), le cours des indices boursiers mesuré par l'indice Eurostoxx (*Actions_t*) et un indice agrégé des prix immobiliers pour la zone euro calculé par la BCE (*Immobilier_t*). Précisons ici que nous étudions le taux d'intérêt des obligations qui réagit inversement à leur prix. Le tableau 1 résume l'ensemble des données utilisées ainsi que leur disponibilité et leur source. Pour les séries uniquement disponibles sur une fréquence trimestrielle (prix immobilier,

10. Il s'agit du taux de référence calculé pour la zone euro, comme une moyenne pondérée des taux des obligations émises dans les différents pays. De fait, il n'y a pas d'obligation directement émise par la zone euro.

revenu disponible brut et revenus distribués), nous avons eu recours à une interpolation linéaire, de telle sorte que l'ensemble des estimations est réalisé sur des données mensuelles.

Tableau 1. Description des données

Indice boursier – Eurostoxx	1999m1-2015m5	Datastream (DJEURST)
Taux long obligataires publics	1999m1-2015m5	Datastream (EMBRYLD)
Prix immobiliers	1999Q1-2015Q1	BCE (EKRPIQ.F)
Indice de production industrielle	1999m1-2015m5	Eurostat (EKIPTOT.G)
Masse monétaire (M3)	1999m1-2015m5	BCE (BSI.M.U2.Y.V.M30.X.I.U2.2300.Z01.A)
Prêts aux résidents de la zone euro ¹	1999m1-2015m5	BCE (BSI.M.U2.Y.U.AT2.A.1.U2.2200.Z01.E)
Prix du pétrole	1999m1-2015m5	Datastream (OILBREN)
Eonia	1999m1-2015m5	Datastream (EUEONIA)
Taux bancaire sur les prêts immobilier	2003m1-2015m5	BCE (MIR.M.U2.B.A2C.AM.R.A.2250.EUR.N)
Nouveaux crédits aux ménages	2003m1-2015m5	BCE (BSI.M.U2.Y.U.A20.A.4.U2.2250.Z01.E)
Revenus distribués ² par les SNF & SF	1999Q1-2014Q4	Eurostat (Z7ES0ELOA et Z7ES8W3PA)
Revenu disponible brut	1999Q1-2014Q4	Eurostat (EKESENCDB)
Shadow rate	1999m1-2015m5	Wu et Xia (2015)
Indice des prix à la consommation	1998m1-2015m5	Eurostat (EMCONPRCF)
CISS (Composite Indicator Systemic Stress)	1999m1-2015m5	Datastream (EMCISSI)

1. Autres que gouvernement. Il s'agit ici de la contrepartie de la masse monétaire au sens de M3.
2. Il s'agit ici de la série de revenus distribués hors intérêts par les sociétés non financières et par les sociétés financières de la zone euro. La série inclut donc les dividendes versés ainsi que les loyers versés.
Note : Mnémonique Datastream et BCE.

Les variables réelles sont ensuite obtenues en déflétant les prix d'actifs de l'indice des prix en zone euro. Les taux d'intérêt réels sont calculés comme l'écart entre le taux nominal et l'inflation courante. Néanmoins, pour l'équation décrivant la dynamique des taux longs, nous considérons la variable expliquée en nominal mais intégrons l'inflation dans les variables explicatives. Ainsi, l'ensemble des données à notre disposition est censé refléter les différents déterminants possibles des cours boursiers, des cours obligataires et des prix immobiliers. Il convient de préciser que notre objectif n'est pas d'estimer un modèle structurel permettant d'expliquer ces prix d'actifs mais d'extraire la composante résiduelle d'un modèle général qui devrait capter un ensemble de facteurs affectant ces prix.

3. Extraction de la composante « bulle »

La première étape de l'analyse consiste à estimer un modèle dans lequel les différentes variables explicatives, exprimées en logarithme sauf pour les variables de taux, sont introduites afin de purger l'évolution du prix d'actif considéré des facteurs macroéconomiques ou financiers affectant ce prix. Le modèle estimé est ainsi plus large que celui qui permettrait d'identifier la valeur fondamentale. Dans le cas des cours boursiers, la valeur fondamentale théorique dépend des dividendes anticipés et du taux d'intérêt. Le prix est donc avant tout une variable *forward looking*. C'est pourquoi nous considérons différentes variables susceptibles d'affecter le prix des actions *via* notamment les dividendes futurs anticipés. Ainsi, le résidu de cette équation peut être interprété comme la composante non expliquée ou « non fondamentale » du prix des actions. Puis, à des fins de comparaison, nous utilisons deux mesures différentes de la composante dite « bulle ». La première correspond simplement aux résidus de chaque estimation. Cette variable permet de mesurer à l'instant t la déviation entre le prix prédit par les fondamentaux et le prix réel de l'actif, ce qui donne une mesure statique (instantanée) de la composante « bulle ». La deuxième correspond à la somme des résidus filtrés (par la méthode Christiano-Fitzgerald) tant que ces résidus sont de même signe, et remise à zéro à chaque fois que les résidus changent de signe. Cette variable permet de mesurer le caractère cumulatif de la composante « bulle » et donne une mesure dynamique de celle-ci. Enfin, à titre illustratif, ces deux mesures sont comparées à la composante cyclique des trois prix d'actifs obtenue à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott (HP). Cette mesure est purement statistique et ne repose pas sur la notion de valeur fondamentale.

Les déterminants utilisés dans le modèle de détermination des prix d'actifs comprennent des variables de revenu (production industrielle, revenu disponible des ménages, dividendes versés et loyers reçus par les ménages), de conditions financières (disponibilités du crédit, liquidités) et d'éventuels effets de substitution entre les différents marchés d'où l'introduction du prix des deux autres actifs¹¹. Les équations de détermination du prix des trois actifs sont

11. Pour le marché des actions, cela correspond au taux des obligations publiques.

présentées ci-dessous et le tableau 2 résume le résultat des estimations par les MCO.

$$\begin{aligned} Actions_t = & \beta_0 + \beta_1 IPI_t + \beta_2 Revenus_t + \beta_3 M3_t + \beta_4 Credit_t \\ & + \beta_5 Obligations_t + \beta_6 Immo_t + \beta_7 Oil_t + \epsilon_{Actions,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Obligations_t = & \beta_0 + \beta_1 IPI_t + \beta_2 Eonia_t + \beta_3 M3_t + \beta_4 Credit_t \\ & + \beta_5 Actions_t + \beta_6 Immo_t + \beta_7 Oil_t + \beta_8 Inf_t + \epsilon_{Obligations,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Immobilier_t = & \beta_0 + \beta_1 RDB_t + \beta_2 TxImmo_t + \beta_3 Revenus_t + \beta_4 Credit_t \\ & + \beta_5 Obligations_t + \beta_6 Actions_t + \beta_7 Oil_t + \epsilon_{Immobilier,t} \end{aligned}$$

À partir de ces équations, nous considérons que les valeurs prédites correspondent à la valeur fondamentale de ces prix d'actifs tandis que les résidus $\epsilon_{Actions,t}$, $\epsilon_{Obligations,t}$, $\epsilon_{Immobilier,t}$ représentent la composante du prix des actions, des taux des obligations et des prix immobiliers non expliquée par les variables « fondamentales ». Le tableau 2 montre l'équation de détermination du prix de chaque actif. Les résidus, qui constituent selon notre hypothèse la composante « bulle », sont extraits de cette estimation. Le tableau d'annexe montre les corrélations entre ces variables.

Le modèle estimé (colonne 1 du tableau 2) pour les cours boursiers indique que l'indice de production industrielle (IPI) est corrélé positivement avec le prix réel de ces actifs. Ainsi, plus le niveau d'activité est élevé, plus les dividendes anticipés devraient croître, ce qui se répercute positivement sur les prix. La variable mesurant les revenus distribués par les SNF et les SF n'est pas significative, qu'elle soit introduite seule ou avec l'ensemble des variables explicatives¹². Dans la mesure où le prix doit refléter les dividendes futurs, ce résultat n'est pas forcément contre-intuitif. Il est d'ailleurs possible que ces dividendes anticipés soient mieux captés par l'indicateur d'activité utilisé ici. La variable utilisée est plus large que les dividendes versés, ce qui peut aussi expliquer la raison pour laquelle elle n'est pas significative. La liquidité, mesurée ici par M3, a un effet négatif significatif tandis que sa contrepartie (les crédits aux résidents de la zone euro) n'a pas d'effet significativement différent de 0. Le taux d'intérêt réel est positivement corrélé

12. L'effet de cette variable aurait pu être redondant avec celui de la production industrielle, ce qui n'est cependant pas le cas ici.

aux prix d'actifs. Enfin une hausse des prix immobiliers est négativement corrélée à celle du cours boursier suggérant une complémentarité dans l'évolution de ces deux prix d'actifs sur la période considérée.

La colonne 2 du tableau 2 montre que l'inflation, le taux de politique monétaire (mesuré par le taux eonia) et l'encours de crédit (contrepartie de la masse monétaire) sont corrélés positivement (respectivement négativement) avec le taux d'intérêt de long terme (respectivement avec le prix obligataire). L'impact de l'inflation traduit bien le fait qu'une hausse de l'inflation se répercute sur le rendement nominal de l'actif. De même, la hausse du taux d'intérêt se reflète dans les taux longs, ce qui peut notamment se justifier par la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt selon laquelle le taux long correspond au produit du taux court actuel et des taux courts anticipés. Inversement, une augmentation de la masse monétaire réelle est négativement corrélée avec les taux longs.

La dernière colonne du tableau 2 permet de voir l'impact de différents déterminants potentiels sur les prix immobiliers. Une hausse du revenu disponible ou des nouveaux crédits est positivement corrélée aux prix immobiliers contrairement au taux d'intérêt sur les crédits immobiliers. Par contre, on ne retrouve pas ici d'effet de substituabilité entre les cours boursiers et les prix immobiliers. L'effet est en effet non significatif, alors que dans le cas de l'équation du prix des actions nous avons mis en évidence un effet négatif des prix immobiliers.

Les résidus sont ensuite utilisés pour obtenir deux mesures de la composante « bulle » pour chacun des trois marchés. La première mesure, statique, correspond simplement au résidu issu de l'équation intégrant l'ensemble des variables (dernière colonne de chaque tableau). La seconde mesure, dynamique, correspond à la somme des résidus filtrés (par la méthode Christiano-Fitzgerald) tant que ces résidus sont de même signe. Cette mesure est remise à zéro à chaque fois que les résidus changent de signe. Les graphiques 1 à 3 montrent ces deux mesures et les comparent à la composante cyclique statistique de chaque prix fournie par le filtre HP (graphiques 2 à 4). Nous testons l'hypothèse que les résidus sont normalement distribués à l'aide du test de Shapiro-Francia W' , et rejetons l'hypothèse nulle pour le modèle actions à 10 % et pour

le modèle des prix immobiliers à 5 %, alors que nous ne pouvons pas rejeter cette hypothèse pour le modèle des taux obligataires.

Tableau 2. Estimation des équations de détermination des actifs

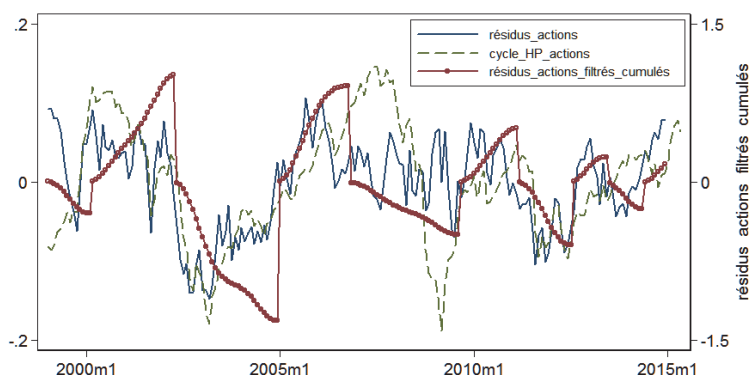
Actions		Obligations		Prix immobiliers	
	(1) eurostoxx_r		(2) txlg		(3) hous_px_r
ipi	4,133*** [0,36]	ipi	-11,163*** [3,35]	rdb_r	2,386*** [0,08]
rev_vers_r	0,011 [0,03]	eonia_r	0,260*** [0,05]	tx_immo_r	-0,006*** [0,00]
m3_r	-0,659** [0,32]	m3_r	-33,282*** [3,15]	rev_vers_r	0,005 [0,00]
m3_credit_r	-0,198 [0,39]	m3_credit_r	31,128*** [3,29]	credit_immo	0,055*** [0,01]
txlg_r	0,078*** [0,01]	eurostoxx_r	-0,119 [0,50]	eurostoxx_r	0,015 [0,01]
house_price_r	-0,759*** [0,27]	house_price_r	-1,492 [1,67]	txlg_r	0 [0,00]
oil_r	0,186*** [0,05]	oil_r	0,862** [0,36]	oil_r	-0,026*** [0,01]
		inf	0,299*** [0,07]		
constant	-1,549 [0,94]	constant	33,667*** [6,24]	constant	-4,478*** [0,21]
N	192	N	195	N	144
R ²	0,74	R ²	0,89	R ²	0,93

Erreurs standards entre crochets. * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Dans le cas des cours boursiers, trois phases de « bulle » sont identifiées. Entre 1999 et 2003, les résidus simples sont généralement positifs indiquant ainsi que le modèle sous-estime le prix observé sur la période. Cette période correspond à la « bulle internet » des valeurs technologiques et ressort également à partir du filtre statistique HP appliqué directement au prix des actions. Notons cependant que le pic atteint pour le boom est plus tardif lorsque la composante « bulle » est mesurée par le résidu filtré-cumulé. Une deuxième période de « bulle » apparaît entre 2005 et 2007. La fin de cette « bulle » est plus précoce dans le cas du résidu filtré-cumulé que pour le cycle estimé par la méthode statistique HP. Enfin, une dernière période de « bulle » sur la période 2009-2012 correspond à la phase de rebond des cours boursiers après la chute

résultant notamment de la crise. Par ailleurs, il apparaît que sur la période la plus récente, le résidu redevient positif, en particulier celui issu de la première mesure, ce qui indique que les variables fondamentales n'expliqueraient pas l'évolution récente des cours boursiers. Bien que cette phase de bulle soit concomitante aux mesures d'assouplissement quantitatif de la BCE, ces premiers résultats ne permettent pas en soi de tirer une telle conclusion. L'objectif de la deuxième étape est précisément de déterminer quel est le rôle de la politique monétaire dans l'apparition de « bulles ».

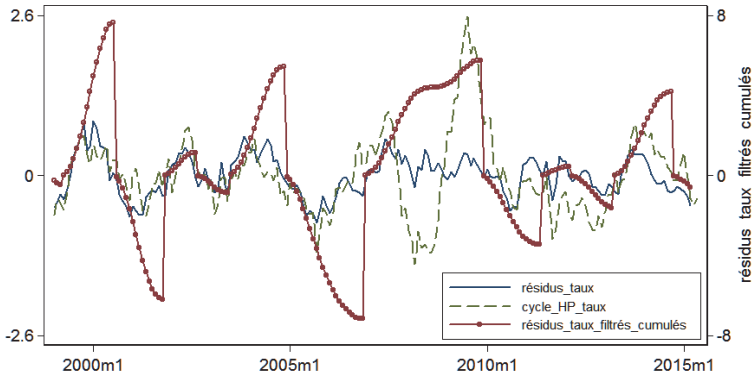
Graphique 2. Composantes « bulle » des marchés actions



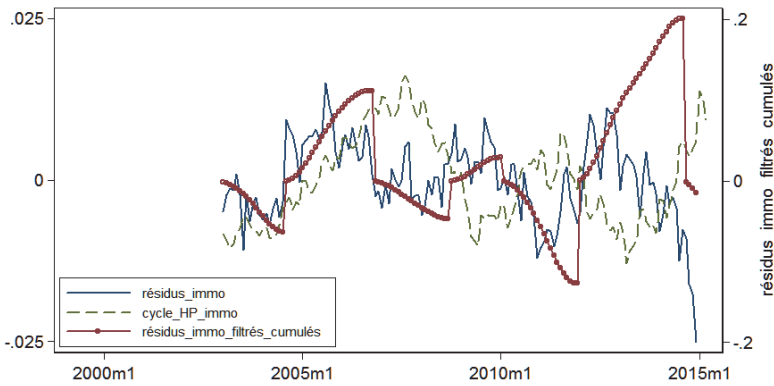
Sur le marché obligataire, le modèle permet d'identifier 4 périodes de « bulle » et 4 périodes de creux.¹³ Notons que lorsque le modèle indique que le taux d'intérêt est sous-estimé (c'est-à-dire que le taux est plus élevé que ce que prédit le modèle), alors implicitement le prix de l'obligation est lui surestimé, si bien qu'un pic de taux (respectivement creux) identifié sur le graphique 2 correspond à un creux (« bulle ») pour les prix. Aucune des trois méthodes – fondamentales ou statistique – ne semble suggérer la création d'une bulle (ou d'un creux) sur la période récente. Sur le marché immobilier, il est intéressant de voir que les méthodes fondamentales et statistiques de détermination des bulles donnent des résultats très différents.

13. Une hausse du taux d'intérêt des obligations correspondant à une baisse du prix des obligations, un résidu positif met en évidence une période de creux tandis qu'un résidu négatif une période de « bulle ».

Graphique 3. Composantes « bulle » des taux des obligations



Graphique 4. Composantes « bulle » des marchés immobiliers



Le tableau 3 présente un ensemble de statistiques descriptives où figurent aussi la corrélation entre les différentes mesures de « bulle ». Ainsi pour le prix des actions, les trois mesures sont positivement et fortement corrélées. C'est également le cas pour les taux obligataires mais pas pour les prix immobiliers où la corrélation entre les résidus (simples ou filtrés cumulés) et la série statistique est non significative ou négative, ce qui suggère que la décomposition entre composante fondamentale et composante « bulle » fournit dans ce cas des informations très différentes de la décomposition statistique.

Tableau 3. Statistiques descriptives et tableau de corrélation

Bulles actions					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Résidus simples	192	0,00	0,06	-0,15	0,11
Résidus cumulés	192	-0,06	0,52	-1,31	1,02
Cycle HP	197	0,00	0,07	-0,19	0,15
		Rés. Simples	Rés. Cumulés	Cycle HP	
	Résidus simples	1			
	Résidus cumulés	0,54***	1		
	Cycle HP	0,53***	0,47***	1	
Bulles obligations					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Résidus simples	195	0,00	0,33	-0,76	0,88
Résidus cumulés	195	0,40	3,34	-7,18	7,65
Cycle HP	197	0,00	0,65	-1,44	2,58
		Rés. Simples	Rés. Cumulés	Cycle HP	
	Résidus simples	1			
	Résidus cumulés	0,56***	1		
	Cycle HP	0,44***	0,35***	1	
Bulles immobilier					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Résidus simples	144	0,00	0,01	-0,03	0,02
Résidus cumulés	144	0,02	0,07	-0,13	0,20
Cycle HP	147	0,00	0,01	-0,01	0,02
		Rés. Simples	Rés. Cumulés	Cycle HP	
	Résidus simples	1			
	Résidus cumulés	0,26***	1		
	Cycle HP	-0,09	-0,16*	1	

Source : Calculs des auteurs.

4. L'impact de la politique monétaire (et d'autres chocs) sur les bulles

Partant de l'identification de la composante non expliquée, nous analysons à la fois l'effet de la politique monétaire sur les « bulles » ainsi estimées et les mécanismes de propagation de ces « bulles ». À cette fin, nous estimons différents modèles VAR qui permettent d'analyser l'impact d'un choc de politique monétaire sur la dynamique de la « bulle ». Les modèles permettent aussi de voir quel est l'effet des autres chocs et si l'émergence d'une « bulle » sur un marché engendre des « bulles » sur les autres marchés.

4.1. La dynamique des bulles : quel rôle pour la politique monétaire ?

Les banques centrales peuvent-elles contrôler les bulles ? Si oui, alors les politiques monétaires expansionnistes et notamment le programme d'achat d'actifs de la BCE favoriseraient l'émergence de bulles d'actifs et, inversement, des politiques monétaires plus restrictives seraient efficaces pour freiner le gonflement ou l'émergence de bulles¹⁴. Pour répondre à cette question, nous utilisons un modèle VAR dans lequel nous relierons les dynamiques des prix, de l'activité, de la politique monétaire et de la « bulle » identifiée au cours de l'étape précédente. La période d'estimation du modèle est la même que celle des composantes expliquées pour les trois marchés. Afin de tenir compte de la mise en œuvre de mesures non-conventionnelles de politique monétaire, nous utilisons le taux implicite (*shadow rate*) de politique monétaire calculé par Wu et Xiu (2015). Pour identifier les surprises, nous utilisons une décomposition de Choleski dans laquelle le taux implicite est situé en avant dernière position. Les chocs de politique monétaire ont donc un effet retardé sur l'activité, l'inflation et le prix du pétrole, et un effet immédiat sur les composantes de bulles. Dit autrement, selon cet ordre, la fonction de réaction des banques centrales permet de tenir compte des chocs contemporains sur l'inflation, le pétrole et l'activité. Par contre, la banque centrale ne réagit pas de façon instantanée à l'apparition d'un choc de type « bulle ». À l'inverse, la réponse de la « bulle » peut être instantanée. On note le vecteur des variables endogènes :

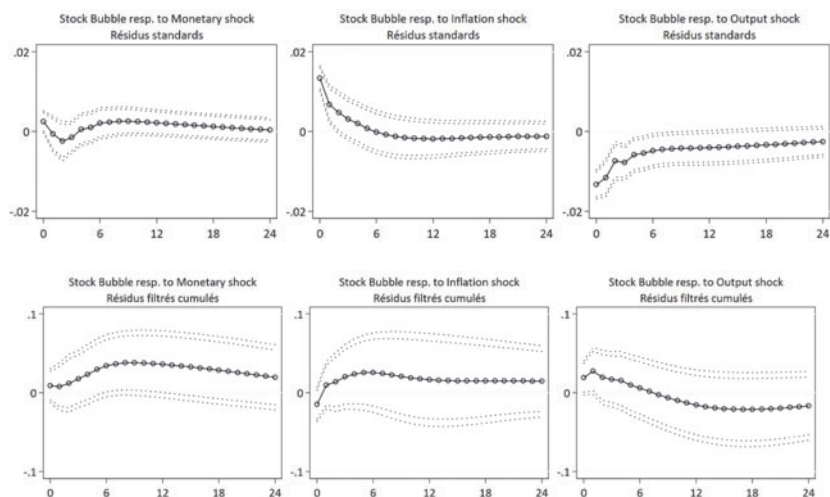
$$Z = [IPI, CPI, Oil, Shadow, Bulle]$$

Les variables sont ainsi ordonnées : la production industrielle, l'inflation, les prix du pétrole, la politique monétaire mesurée par le *shadow rate* et enfin la composante « bulle ». Ce modèle nous permet implicitement de supposer que dans leur fonction de réaction, les autorités monétaires intègrent les innovations sur l'activité, l'inflation, et le prix du pétrole mais réagissent avec un décalage aux chocs de « bulle ». Partant de là, nous déterminons la fonction de réponse de la composante « bulle » à un choc de politique monétaire, d'acti-

14. Voir White (2009) pour une discussion plus générale autour du débat « *leaning policy* » versus « *cleaning policy* ». Autrement dit, les banques centrales doivent (peuvent)-elles contrer les bulles ou doivent-elles uniquement intervenir lorsqu'elles éclatent et qu'elles affectent l'activité économique et menacent l'inflation.

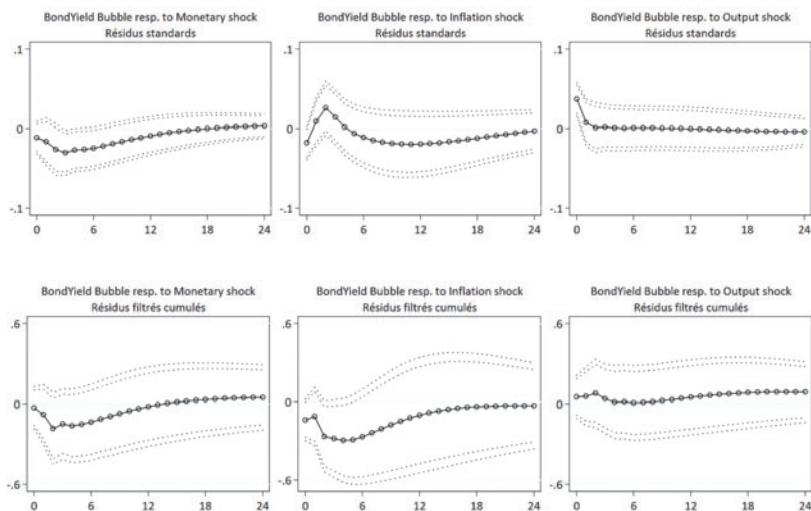
tivité et d'inflation (graphiques 5 à 7). La significativité de ces réponses est donnée ici par des intervalles de confiance à 90 et 95 %.

Graphique 5. Réponses de la « bulle » actions (mesures par les résidus simples et les résidus cumulés) à un choc monétaire, d'inflation et de production



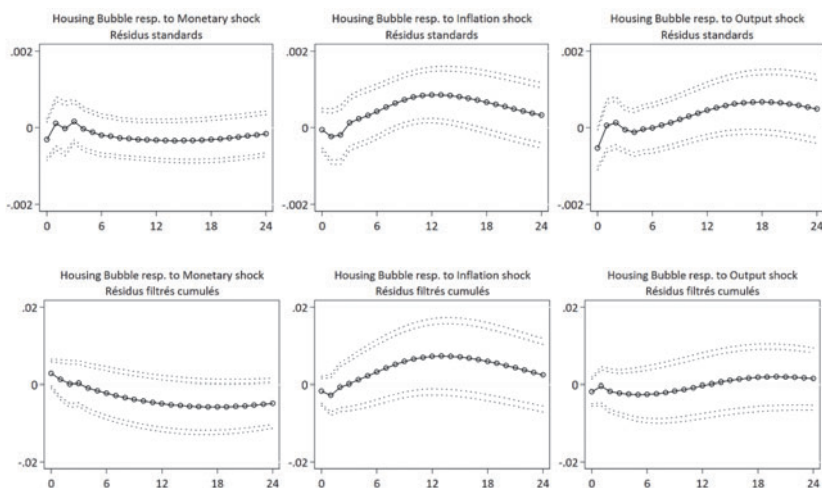
Note : les différents éléments du cadran traduisent l'effet sur les composantes « bulles » actions d'un choc exogène d'un écart type sur la politique monétaire, l'inflation ou l'activité. Les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 90 et 95%.

Graphique 6. Réponses de la « bulle » obligations (mesures par les résidus simples et les résidus cumulés) à un choc monétaire, d'inflation et de production



Note : les différents éléments du cadran traduisent l'effet sur les composantes « bulles » obligataires d'un choc exogène d'un écart type sur la politique monétaire, l'inflation ou l'activité. Les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 90 et 95 %.

Graphique 7. Réponses de la « bulle » du marché immobilier (mesures par les résidus simples et les résidus cumulés) à un choc monétaire, d'inflation et de production



Note : les différents éléments du cadran traduisent l'effet sur les composantes « bulles » obligataires d'un choc exogène d'un écart type sur la politique monétaire, l'inflation ou l'activité. Les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 90 et 95 %.

Pour les différents marchés considérés, il ressort que le choc de politique monétaire n'a pas d'effet significatif sur la « bulle » quel que soit le modèle utilisé pour identifier la « bulle » (résidus simples ou résidus filtrés cumulés). Par contre, lorsque l'on considère les résidus simples, alors un choc positif sur l'inflation accroît la « bulle ». L'effet est instantané et éphémère dans le cas des marchés d'actions alors qu'il intervient après plusieurs mois pour le marché immobilier. Dans ce cas, le pic de la « bulle » est atteint au 12^e mois. Les effets sont par contre non significatifs en ce qui concerne le marché obligataire. De même, il semble que les chocs d'inflation ne génèrent pas d'effet cumulatif dans la mesure où la réponse de la composante « bulle » filtrée cumulée n'est pas significative. Enfin, dans le cas d'un choc d'activité, la réponse instantanée est négative pour la composante non expliquée des prix d'actions. Ce résultat peut simplement refléter le fait qu'une amélioration surprise de l'activité améliore la composante fondamentale du prix et réduit ainsi la possibilité que cette hausse soit le fruit d'une bulle. Par contre, l'effet est non significatif lorsque la « bulle » est mesurée par le résidu filtré cumulé. Les résultats sont assez proches pour le marché obligataire avec toutefois une période

de significativité bien plus réduite lorsque la « bulle » est identifiée par le résidu standard. Rappelons ici qu'une réponse positive du taux correspond à une réaction du prix. Dans le cas du marché immobilier, les réponses restent non significatives, ce qui semble indiquer que la dynamique des « bulles » sur ce marché et dans une moindre mesure sur les autres marchés est essentiellement le fruit d'une dynamique idiosyncratique et qu'elles ne semblent pas être alimentée par des facteurs macroéconomiques ou monétaires.

C'est de fait ce qui ressort également de la décomposition de la variance des différentes variables du modèle VAR (tableau 4). En effet, plus de 50 % de la variance de la « bulle » est due aux chocs de « bulle ». La contribution des chocs de politique monétaire ne dépasse pas 5 % pour les deux « bulles » identifiées et sur les trois marchés considérés. C'est pour le marché boursier et dans le cas où la « bulle » est identifiée par les résidus simples que la composante idiosyncratique est la plus faible. Dans ce cas, la contribution des chocs d'activité à la bulle atteint 25 %, celle des chocs inflationnistes 13 % et celle des chocs sur le prix du pétrole 10 %.

Tableau 4. Décomposition variance

	Output	Inflation	Oil	Shadow rate	Bubble
Actions – Rés. standards	0,25	0,13	0,10	0,02	0,51
Actions – Rés. cumulés	0,02	0,02	0,04	0,05	0,87
Obligations – Rés. Standards	0,03	0,07	0,19	0,02	0,68
Obligations – Rés. Cumulés	0,01	0,05	0,03	0,03	0,88
Immobilier – Rés. Standards	0,02	0,03	0,02	0,04	0,89
Immobilier – Rés. Cumulés	0,00	0,05	0,01	0,01	0,92

Par ailleurs, les analyses précédentes permettent uniquement d'analyser la réponse à un choc exogène de politique monétaire, d'inflation ou d'activité. Cependant, on peut supposer que l'amplification et l'éclatement des bulles dépendent de l'orientation passée de la politique monétaire ou de la dynamique passée de l'activité, qu'elle soit ou non exogène. Pour tester cette hypothèse, nous testons la causalité au sens de Granger des différentes variables du modèle VAR¹⁵ vers la composante non expliquée des prix d'actifs (tableau 5). Il ressort à nouveau que la politique monétaire ne cause jamais, au sens de Granger, la « bulle ». Les prix du pétrole semblent en revanche causer au sens de Granger des « bulles » sur le marché

des actions, que cette « bulle » soit identifiée par le biais des résidus standards ou des résidus filtrés cumulés. Ce résultat n’est cependant pas vérifié pour les autres types de « bulles ». Deux autres causalités sont significatives dans le cas où la bulle est mesurée par le résidu simple. Sur le marché obligataire, l’effet de la production industrielle est significatif à 1 % tandis que sur le marché immobilier, l’inflation a un effet significatif au seuil de 5 %.

Tableau 5. Tests de Wald de causalité à la Granger

Équation	Excluded	chi2-stat	df	Prob>chi2
Bulles actions				
Résidus simples	Ind Pro	2,6362	3	0,45
Résidus simples	CPI	6,4097	3	0,09
Résidus simples	Oil	7,7607	3	0,05
Résidus simples	ECB rate	3,0054	3	0,39
Résidus cumulés	Ind Pro	4,6439	3	0,20
Résidus cumulés	CPI	4,9558	3	0,18
Résidus cumulés	Oil	13,294	3	0,00
Résidus cumulés	ECB rate	2,4195	3	0,49
Bulles obligations				
Résidus simples	Ind Pro	11,177	3	0,01
Résidus simples	CPI	1,9315	3	0,59
Résidus simples	Oil	3,5093	3	0,32
Résidus simples	ECB rate	0,85302	3	0,84
Résidus cumulés	Ind Pro	0,44658	3	0,93
Résidus cumulés	CPI	5,5072	3	0,14
Résidus cumulés	Oil	0,32843	3	0,96
Résidus cumulés	ECB rate	2,4044	3	0,49
Bulles immobilier				
Résidus simples	Ind Pro	2,8154	3	0,42
Résidus simples	CPI	9,3598	3	0,03
Résidus simples	Oil	5,2314	3	0,16
Résidus simples	ECB rate	2,7947	3	0,42
Résidus cumulés	Ind Pro	1,2622	3	0,74
Résidus cumulés	CPI	4,3377	3	0,23
Résidus cumulés	Oil	2,2532	3	0,52
Résidus cumulés	ECB rate	1,398	3	0,71

15. Notons que ce test reste pertinent bien que la variable endogène soit une « bulle » identifiée comme le résidu d’une équation où certaines des variables sont déjà prises en compte. L’estimation de la composante « bulle » purge cependant uniquement des effets contemporains. Le test de causalité au sens de Granger permet de vérifier que les variables retardées ont un effet significatif.

4.2. Propagation des bulles

Une dernière étape dans l'analyse des déterminants des « bulles » consiste à mesurer la propagation d'une bulle d'un marché d'actif à un autre. Pour cela nous pouvons dans un premier temps regarder la corrélation des bulles selon leur mesure. Nous observons que la « bulle » sur le marché obligataire est corrélée positivement avec les « bulles » boursière et immobilière quelle que soit la mesure (résidus standards ou résidus filtrés cumulés). En effet, il apparaît une corrélation significativement négative dans le tableau 6, ce qui implique que le résidu de l'équation de taux est négativement corrélé avec le résidu de l'équation action. Le prix, ou plus précisément, la composante « bulle » sur le prix obligataire est donc positivement corrélée avec celles identifiées sur les autres marchés. Par ailleurs, les « bulles » sur le marché des actions et sur le marché immobilier ne sont pas corrélées lorsqu'elles sont mesurées de façon standard mais le sont lorsqu'elles sont mesurées par les résidus filtrés cumulés. Notons enfin que les composantes cycliques, estimées à partir d'un filtre HP, de ces deux prix sont également positivement corrélées.

Tableau 6. Tableau de corrélation des bulles

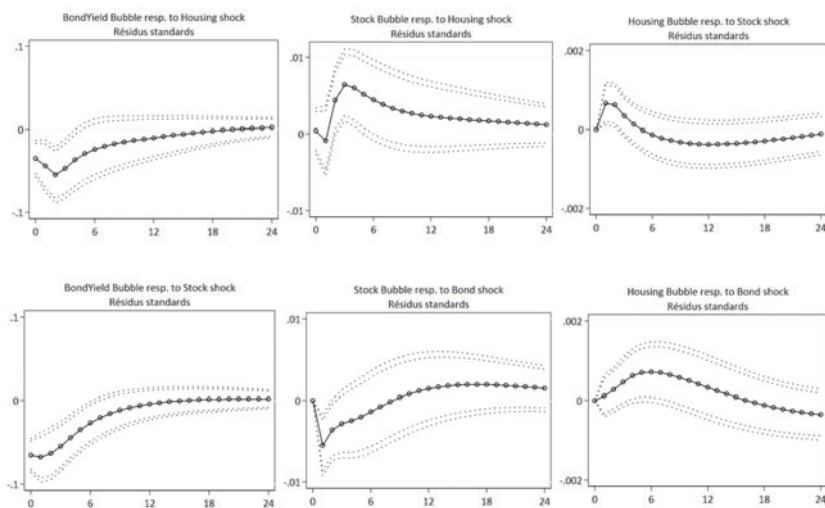
Résidus standards			
	Actions	Obligations	Immobilier
Actions	1		
Obligations	-0,53***	1	
Immobilier	0,11	-0,29***	1
Résidus filtrés cumulés			
	Actions	Obligations	Immobilier
Actions	1		
Obligations	-0,61***	1	
Immobilier	0,37***	-0,15*	1
Cycle HP			
	Actions	Obligations	Immobilier
Actions	1		
Obligations	-0,05	1	
Immobilier	0,73***	-0,19**	1

Les mécanismes de propagation peuvent également être analysés en intégrant cette fois-ci les trois composantes « bulles » dans le modèle VAR estimé précédemment. Ainsi, le vecteur Z s'écrit maintenant :

$$Z = [IPI, CPI, Oil, Shadow, Bulle_immo, Bulle_action, Bulle_obligation]$$

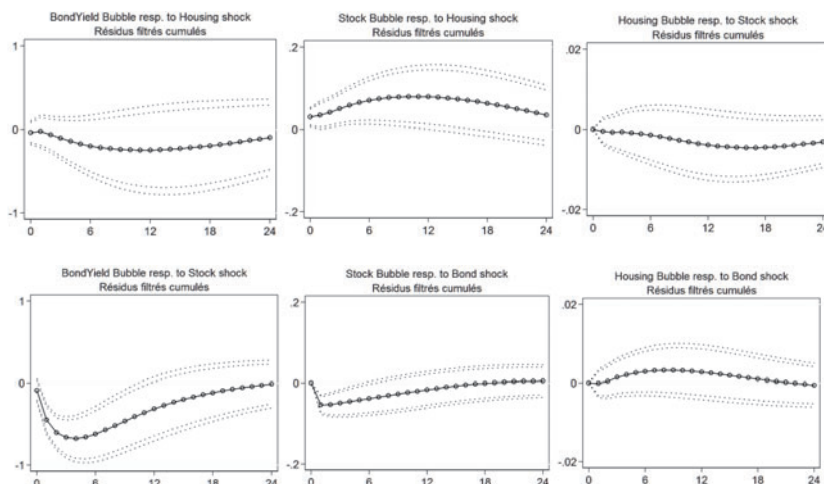
Les fonctions de réponses permettent d'estimer la dynamique de propagation partant d'un choc exogène sur une bulle en supposant ici que la « bulle » la plus exogène est celle qui apparaît sur le marché obligataire. Il ressort alors qu'un choc sur la composante « bulle » – identifié par les résidus standards – sur le marché immobilier a un effet négatif sur les taux et donc positif sur la « bulle » obligataire (graphique 8). Cet effet est significatif au cours des premiers mois. On retrouve la même dynamique pour un choc sur la « bulle » boursière, à la différence que la période de significativité est plus longue. De la même façon, un choc sur la « bulle » immobilière amplifie la « bulle » boursière. Par construction (du fait de l'ordre des variables dans le VAR), l'effet instantané est nul puis devient positif et significatif au cours du premier semestre uniquement. Par contre, si la réponse de la « bulle » immobilière est bien positive après un choc de « bulle » boursière, elle est négative pour un choc de « bulle » obligataire. Toutefois, dans les deux

Graphique 8. Propagation des bulles – Résidus standards



Note : les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 90 et 95 %.

Graphique 9. Propagation des bulles – Résidus filtrés cumulés



Note : les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 90 et 95 %.

cas, la significativité semble très faible. Les résultats sont globalement assez proches lorsque l'identification des « bulles » est réalisée à partir des résidus filtrés cumulés (graphique 9).

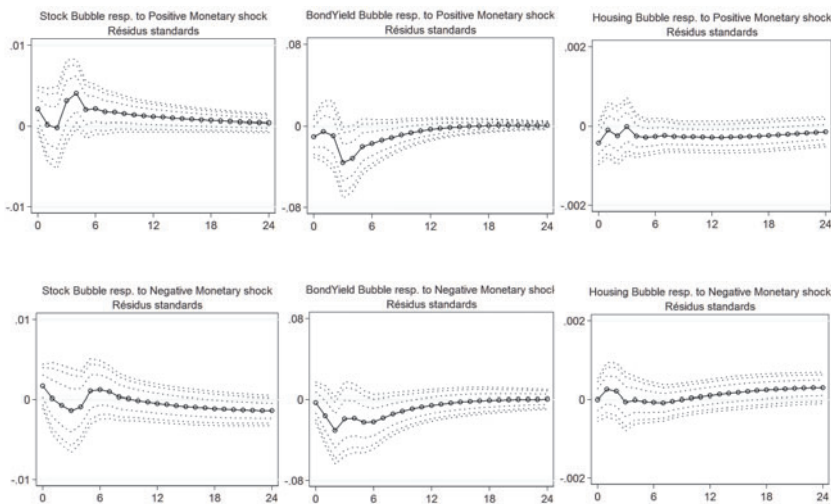
4.3. Impact non-linéaire des chocs monétaires

Nous testons enfin la possibilité que les réponses des composantes « bulles » aux chocs monétaires ne soient pas linéaires et que celles-ci réagissent différemment à un choc monétaire restrictif ou accommodant. Nous estimons donc les résidus d'une règle de Taylor augmentée liant le taux d'intérêt implicite (*shadow rate*) à l'inflation, l'indice de production industrielle, le prix du pétrole et le CISS (indicateur de risque systémique calculé par la BCE). Ces résidus peuvent être considérés comme une série temporelle de chocs monétaires. Nous décomposons ensuite cette série en deux sous-séries comprenant les chocs positifs ou négatifs uniquement. Ces deux séries sont ensuite introduites dans le VAR en lieu et place du taux d'intérêt implicite.

Les graphiques 10 et 11 présentent les réponses des composantes « bulles » des trois marchés à ces deux chocs et montrent qu'une politique monétaire expansionniste ne crée pas plus de bulles qu'une politique monétaire restrictive. Dit autrement, les

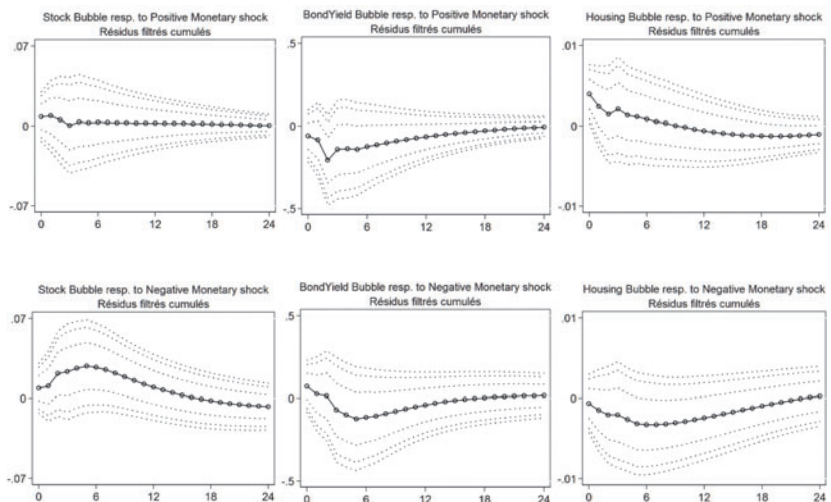
composantes « bulles » ne réagissent pas significativement aux chocs de politique monétaire, quels que soient leurs signes.

Graphique 10. Choc monétaire positif ou négatif – Résidus standards



Note : les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 68, 90 et 95 %.

Graphique 11. Choc monétaire négatif ou positif – Résidus filtrés cumulés



Note : les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 68, 90 et 95 %.

5. Conclusion

La détermination de l'orientation de la politique monétaire suppose que les banques centrales aient une connaissance précise de l'impact de leurs décisions et des canaux de transmission de la politique monétaire. Si des politiques monétaires expansionnistes peuvent soutenir l'activité et permettre aux banques centrales d'atteindre leur cible d'inflation, certains mettent aussi en avant les risques d'émergence ou de développement de bulles des actifs associés à de telles politiques et en particulier aux mesures non-conventionnelles mises en œuvre depuis la crise. Cette étude vise précisément à tenter d'identifier une composante « bulle » ou tout du moins non expliquée par des déterminants macroéconomiques puis à estimer l'impact de la politique monétaire de la BCE sur cette « bulle ». Nos résultats ne permettent pas de conclure que des politiques monétaires plus expansionnistes alimentent des bulles sur les marchés boursiers, obligataires ou immobiliers. Par contre, nous mettons en évidence des mécanismes de propagation propres aux bulles, c'est-à-dire que les « bulles » semblent résulter principalement de forces idiosyncratiques et que des phénomènes de contagion d'un marché à l'autre sont également possibles.

Références

- Andersson M. et L. Overby, 2009, « Which News Moves the Euro Area Bond Market? », *German Economic Review*, 10(1) : 1-31.
- Angeloni I. et M. Ehrmann, 2003, « Monetary Transmission in the Euro Area: Early Evidence », *Economic Policy*, 18 : 471-488.
- Bernanke B. et K. Kuttner 2005, « What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? », *Journal of Finance*, 60 : 1221-1257.
- Blot C., J. Creel, P. Hubert et F. Labondance, 2015, « Que peut-on attendre de l'assouplissement quantitatif de la BCE ? », *Revue de l'OFCE*, 138 : 265-290.
- Bomfim A., 2003, « Pre-Announcements Effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market », *Journal of Banking and Finance*, 27 : 133-151.
- Bohl M., P. Siklos et D. Sondermann, 2008, « European Stock Markets and the ECB's Monetary Policy Surprises », *International Finance*, 11(2) : 117-130.

- Michael D. Bordo et John Landon-Lane, 2013, « Does expansionary monetary policy cause asset price booms? some historical and empirical evidence », *NBER Working Paper*, n° 19585.
- Bredin D., S. Hyde, D. Nitzsche, et G. O'Reilly, 2009, « European Monetary Policy Surprises: The Aggregate and Sectoral Response », *International Journal of Finance and Economics*, 14 : 156-171.
- Borio C., et P. Lowe, 2002, « Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus », *BIS Working Paper*, 114.
- Clayes G., A. Leandron et A. Mandra, 2015, « European Central Bank quantitative easing : the detailed manual », *Bruegel Policy Contribution*, 2015/02.
- Creel J., P. Hubert et M. Vienne, 2015, « The Effect of ECB Monetary Policies on Interest Rates and Volumes », *manuscript*, OFCE.
- Fiordelisi F., G. Galloppo et O. Ricci, 2014, « The effects of monetary policy interventions on interbank markets, equity indices and G-SIFIs during financial crisis », *Journal of Financial Stability*, 11 : 49-61.
- Galí Jordi et Luca Gambetti, 2015, « The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 233-57.
- Gurkaynak R., B. Sack et E. Swanson, 2005, « Do Actions Speak Loud than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy, Actions and Statements », *International Journal of Central Banking*, 1: 719-742.
- Goodhart C. et B. Hofmann, 2008, « House prices, money, credit, and the macroeconomy », *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1): 180-205.
- Haitisma R., D. Unalmis et J. de Haan, 2015, « The impact of the ECB's conventional and unconventional monetary policies on stock markets », *DNB Working Paper*, n° 483.
- Hubert P. et B. Maule, 2015, « Policy and Macro Signals as Inputs to Inflation Expectation Formation », *manuscript*, Bank of England.
- Ioannidis Christos et Alexandros Kontonikas, 2008, « The impact of monetary policy on stock prices », *Journal of Policy Modelling*, 30 : 33-53.
- Jordà Ò., M Schularick, et A M Taylor, 2015, « Leveraged Bubbles », *NBER Working Paper* n° 21486.
- Joyce M., M. Tong et R. Woods, 2011, « The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact », *Bank of England Quarterly Bulletin*, Quarter Three.
- Joyce M., A. Lasasas, I. Stevens et M. Tong, 2011, « The financial market impact of quantitative easing in the United Kingdom », *International Journal of Central Banking*, 7(3) : 113-161.
- Li Y. D., T. B. Iscan et K. Xu, 2010, « The impact of monetary shocks on stock prices : evidence from Canada and the United States », *Journal of International Money and Finance*, 29 : 876-896.

- Kontonikas A., R. MacDonald et A. Saggu, 2013, « Stock market reaction to fed funds rate surprises : state dependance and the financial crisis », *Journal of Banking and Finance*, 37 : 4025-4037.
- Pearce D., et V. Roley, 1983, « The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money », *The Journal of Finance*, 38: 1323-1333.
- Penning S., A. Ramayandi et H. C. Tang, 2015, « The impact of monetary policy on financial markets in small open economies : more or less effective during the global financial crisis ? », *Journal of Macroeconomics*, 44 : 60-70.
- Pearce D. et V. Roley, 2004, « Stock Prices and Economic News », *Journal of Business* 58 : 19-67.
- Rigobon R. et B. Sack, 2004, « The impact of monetary policy on asset prices », *Journal of Monetary Economics*, 51(8) : 1553-1575.
- Roache S. K. et M. Rousset, 2013, « Unconventional Monetary Policy and Asset Price Risk », *IMF Working Paper*, n° 13/190.
- Rogers J. H., C. Scotti et J. H. Wright, 2014, « Evaluating asset-market effects of unconventional monetary policy : a multi-country review », *Economic Policy*, (78) : 751-799.
- Taylor J. B., 2009, « The financial crisis and the policy responses : an empirical analysis of what went wrong », *NBER Working Paper*, n° 14631.
- Veronesi P., 1999, « Stock Market Overreaction to Bad News in Good Times: A Rational Expectations Equilibrium Model », *Review of Financial Studies*, 5: 975-1007.
- White W., 2009, « Should monetary policy lean or clean ? », *Federal Reserve Bank of Dallas working paper*, n° 34.
- Wu J. C. et F. D. Xia, 2015, « Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the Zero lower bound », *Journal of Money Credit and Banking*, forthcoming.

Appendix

Tableau. Corrélation

Actions								
	eurostoxx	ipi	rev_vers	m3	m3_credit	txlg	house_price	oil
eurostoxx	1							
ipi	0,28	1						
rev_vers	-0,03	0,25	1					
m3	-0,56	0,30	0,26	1				
m3_credit	-0,51	0,36	0,28	0,98	1			
txlg	0,40	-0,55	-0,18	-0,57	-0,55	1		
house_price	-0,29	0,61	0,30	0,75	0,82	-0,50	1	
oil	-0,35	0,50	0,28	0,89	0,88	-0,69	0,68	1

Obligations									
	txlg	inf	ipi	eonia	m3	m3_credit	eurostoxx	house_price	oil
txlg	1								
inf	0,51	1							
ipi	-0,02	0,55	1						
eonia	0,58	-0,07	0,00	1					
m3	-0,70	-0,17	0,30	-0,64	1				
m3_credit	-0,56	-0,04	0,36	-0,60	0,98	1			
eurostoxx	0,49	0,13	0,28	0,73	-0,55	-0,51	1		
house_price	-0,30	0,18	0,61	-0,33	0,74	0,81	-0,29	1	
oil	-0,54	0,13	0,50	-0,68	0,87	0,87	-0,35	0,68	1

Prix Immobiliers								
	house_price	rdb	tx_immo	rev_vers	credit_immo	eurostoxx	txlg	oil
house_price	1							
rdb	0,91	1						
tx_immo	-0,05	0,02	1					
rev_vers	0,18	0,11	-0,07	1				
credit_immo	0,58	0,33	0,12	0,25	1			
eurostoxx	0,59	0,46	0,00	0,16	0,66	1		
txlg	0,11	0,21	0,87	0,00	0,12	0,00	1	
oil	0,15	0,28	-0,68	0,14	-0,29	0,09	-0,48	1