HAL open science

Où en sommes-nous des bulles de prix d'actifs en zone euro ?

Christophe Blot, Paul Hubert, Rémi Odry

To cite this version:

Christophe Blot, Paul Hubert, Rémi Odry. Où en sommes-nous des bulles de prix d'actifs en zone euro ?. Revue de l'OFCE, 2018, Améliorer la construction européenne, 4 (158), pp.183-205. 10.3917/reof.158.0183 . hal-03501748

HAL Id: hal-03501748

https://sciencespo.hal.science/hal-03501748

Submitted on 23 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.

OÙ EN SOMMES-NOUS DES BULLES DE PRIX D'ACTIFS EN ZONE EURO ?

Christophe Blot
Sciences Po, OFCE ; Université Paris Nanterre – EconomiX
Paul Hubert
Sciences Po, OFCE
Rémi Odry
Université Paris Nanterre – EconomiX

Cet article propose de calculer des indicateurs de bulles boursières et immobilières pour la zone euro dans son ensemble et pour ses quatre plus grands pays : Allemagne, France, Italie et Espagne. Sur la base de la méthode proposée par Blot, Hubert et Labondance (2018), nous estimons des composantes bulles issues des différents modèles utilisés dans la littérature et construisons un indicateur synthétique par prix d'actifs. Nos estimations permettent clairement d'identifier la bulle internet des années 2000 ainsi que la surévaluation des indices boursiers en 2007. Les marchés immobiliers des quatre pays de la zone présentent cependant des caractéristiques plus hétérogènes. Sur la période récente, les indicateurs suggèrent que la zone euro est caractérisée par une surévaluation sur les marchés actions et immobiliers ; la surévaluation boursière étant cependant très faible et de bien moindre ampleur que celle observée en fin d'année 2007. La bulle immobilière reflète en réalité la situation du marché immobilier allemand puisqu'aucune bulle positive n'est identifiée pour les trois autres pays de la zone euro. La corrélation des indicateurs de bulle sur les marchés boursiers est bien plus importante. Ces indicateurs permettent d'évaluer les risques d'instabilités financières dans la zone euro, ce qui constitue une information essentielle pour la politique économique qui vise à maintenir la stabilité financière. Néanmoins se pose la question de l'instrument le plus approprié pour freiner le développement de ces bulles et du mode de coordination de la politique de stabilité financière dans une union monétaire décentralisée. D'une part, l'efficacité d'une stratégie de politique monétaire de « leaning against the wind » n'est pas garantie ; d'autre part, la politique monétaire de la BCE n'est probablement pas un outil approprié pour influencer des bulles hétérogènes entre les pays comme c'est le cas pour le marché immobilier. Il y a donc un rôle important pour la mise en œuvre d'une politique macroprudentielle, en particulier pour limiter les bulles sur les marchés immobiliers des pays de la zone euro.

Mots clés : bulles, distorsions de prix, marchés boursiers, marchés immobiliers.

La crise financière de 2008 a largement remis les questions de stabilité financière au centre des débats de politique économique. De nombreuses analyses indiquent en effet non seulement que les crises financières (crises bancaires, crises de change ou krachs boursiers) sont plus fréquentes[1] et surtout leur coût est élevé à la fois en termes de finances publiques et d'activité[2]. La stabilité financière doit donc être un objectif pour les décideurs. Néanmoins, la stabilité financière est un concept polymorphe qui est délicat à définir[3]. En corollaire se pose la question de la mesure de la stabilité et donc de ou des politiques qui permettent d'atteindre cet objectif. Parmi les multiples sources d'instabilité, les bulles de prix d'actifs jouent sans aucun doute un rôle important dans la mesure où une mauvaise valorisation du prix des actifs peut conduire à une allocation non optimale des investissements. De nombreuses crises financières sont liées à l'émergence de bulles spéculatives suivies par un krach. Enfin, la dynamique des bulles peut altérer l'efficacité de la politique monétaire, donc la transmission dépend en partie du prix des actifs. L'objectif de cet article est alors de construire un indicateur de bulles pour la zone euro ainsi que pour les 4 grands pays de la zone euro (Allemagne, France, Italie et Espagne) afin d'évaluer les risques pour la stabilité financière sur la période récente. Cette analyse est essentielle pour la mise en œuvre des politiques monétaire et prudentielle.

Les bulles de prix d'actifs ont donc fait l'objet de nombreuses recherches à la fois sur le plan historique, théorique et empirique. De fait, toute hausse – même importante – du prix d'un actif ne peut être considérée comme une bulle. Il est donc essentiel de distinguer les évolutions du prix reflétant la valeur fondamentale et celle liée à l'émergence et au développement d'une bulle. Cependant, ni la composante bulle ni la valeur fondamentale ne sont observables. Elles doivent donc être inférées à partir d'une modélisation empirique. Or, il n'existe aujourd'hui aucune méthode, faisant consensus, permettant d'identifier la valeur fondamentale et par conséquent les bulles. Cette situation reflète la diversité des cadres théoriques représentant l'émergence et le développement des bulles[4]. Si les premiers modèles de bulle à la

1. Voir Claessens et Klose (2013) et Bordo *et al.* (2001) pour une analyse sur longue période.
2. Voir Claessens, Kose et Terrones (2009), Laeven et Valencia (2012) et Jorda, Schularick et Taylor (2015).
3. Voir Allen et Wood (2006) et Borio et Drehmann (2009).
4. Voir Brunnermeier et Oehmke (2013) pour une revue de littérature.

Blanchard et Watson (1982) montrent que l'existence de bulle est compatible avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles et d'information parfaite, des travaux plus récents expliquent la formation et le développement des bulles dans un cadre avec frictions informationnelles (Abreu et Brunnermeier, 2003). La mise en évidence d'importants biais cognitifs conduit également à remettre en cause l'hypothèse de rationalité de l'ensemble des investisseurs, ce qui en retour influence la dynamique des prix d'actifs et favorise le développement de bulles spéculatives. Cette diversité des cadres théoriques pose de fait la question du modèle empirique approprié pour identifier les bulles.

Dans cet article, nous appliquons la méthode proposée par Blot, Hubert et Labondance (2018) qui consiste à estimer des composantes bulles issues de différents modèles et de construire un indicateur fondé sur une analyse en composantes principales de ces composantes. L'absence de consensus théorique et empirique conduit à adopter une démarche qui suppose que chaque modèle délivre une information pertinente sur la bulle. Nous envisageons trois approches empiriques qui permettent d'identifier des bulles. La première est issue d'un modèle structurel où la bulle est définie comme l'écart du prix de l'actif à une valeur reflétant les flux de revenus anticipés actualisés. Une deuxième composante est issue d'une spécification économétrique représentant la meilleure estimation du prix en tenant compte de l'ensemble de l'information macroéconomique, monétaire et financière pertinente. De nombreux travaux définissent des booms ou des bulles à partir de filtre statistique[5]. La composante bulle ne dépend donc pas d'autres variables pertinentes mais uniquement de la déviation du prix relativement à une tendance statistique.

Les bulles sont calculées pour la période allant de mars 2000 à mars 2018 pour le marché boursier et le marché immobilier. Notre estimation suggère que la zone euro serait aujourd'hui caractérisée par une surévaluation sur ces deux marchés ; la surévaluation boursière étant cependant très faible et de bien moindre ampleur que celle observée en fin d'année 2007. La bulle immobilière reflète en réalité la situation du marché immobilier allemand puisqu'aucune bulle positive n'est

5. Voir par exemple Bordo et Wheelock (2007), Goodhart et Hofmann (2008), ou Jordà, Schularick et Taylor (2015). En pratique, tous ces articles n'utilisent pas systématiquement le terme de bulle mais désignent aussi ces « écarts » par les termes « distorsions de prix », « booms et bust », « désajustement du prix » ou « sur ou sous-évaluation ». Nous supposons ici que l'ensemble de ces termes peuvent être utilisés de manière interchangeable mais utilisons uniquement le terme de « bulle ».

identifiée pour les trois autres pays de la zone euro. La capacité à identifier des bulles en quasi-temps réel est un préalable essentiel au débat de politique économique sur les instruments permettant de garantir la stabilité financière. Si les politiques prudentielles et notamment les macro-prudentielles ont pour vocation de mettre en œuvre des outils permettant d'assurer la surveillance du système financier dans son ensemble, la littérature suggère également un rôle pour la politique monétaire *via* une stratégie dite de « leaning against the wind »[6], débat qui s'est amplifié avec la mise en œuvre de politiques monétaires non conventionnelles. Après avoir exposé la méthode d'identification des bulles (section 1) et décrit la situation pour la zone euro dans son ensemble (section 2) et les quatre pays de la zone euro (section 3), nous discutons des implications en termes de politique économique dans une dernière section.

1. Méthodologie

1.1. Identification des bulles

Le prix d'un actif (P_t) peut s'écrire comme la somme d'une valeur fondamentale (VF_t) et d'une composante bulle (B_t). Cependant, aucune de ses composantes n'est observable si bien qu'il est nécessaire d'en identifier une – généralement la valeur fondamentale – sous certaines hypothèses et d'en déduire l'autre, généralement la composante bulle. L'histoire financière témoigne de la récurrence des épisodes d'exubérance des marchés aboutissant au développement de bulles sur toutes les classes d'actifs financiers mais aussi non financiers puisque l'un des premiers épisodes de bulle ayant été documenté est celui du prix des bulbes de tulipes en Hollande au XVIIe siècle[7]. Pour autant, il n'existe pas de consensus sur la représentation théorique des bulles et donc sur les hypothèses nécessaires permettant de les identifier[8]. Selon Brunnermeier (2008) : « Les bulles sont généralement associées à des augmentations spectaculaires du prix des actifs suivis par un effondrement. Les bulles apparaissent si le prix dépasse la valeur des fondamentaux de l'actif ». De même Fama (2014) définit une bulle

6. Voir White (2009) pour un débat sur ce point particulier de l'attitude des banques centrales face aux bulles de prix d'actif.
7. Voir Kindlerberger (1978) et Shiller (2015) pour des analyses narratives des nombreux épisodes d'euphorie spéculative.
8. Voir Scherbina (2013), Brunnermeier et Oehmke (2013) et Martin et Ventura (2017) pour des revues de littérature récente.

comme « une augmentation importante et irrationnelle des prix qui implique une forte baisse prévisible »[9]. Ainsi, la bulle serait soit principalement caractérisée par une déviation à la valeur fondamentale du prix d'actif, soit par une augmentation importante, « excessive », du prix. Dans un cas, l'accent est mis sur le fondamental alors que dans l'autre il s'agit essentiellement de la dynamique du prix.

Nous proposons d'identifier les bulles au sein de la zone euro à partir d'une démarche agnostique qui s'appuie sur les différentes caractéristiques des bulles. Notre approche combine trois méthodes d'identification des bulles. Dans la première, la composante bulle est définie comme la déviation à la valeur du fondamental calculée à partir d'un modèle de flux de cash-flows actualisés (ou flux de revenus actualisés). Il s'agit de l'approche dite « structurelle ». La deuxième méthode suppose que l'on peut identifier la valeur fondamentale non pas uniquement à partir des revenus anticipés mais d'un ensemble d'informations. Autrement, il s'agit de déterminer quelle est la meilleure approximation de la valeur fondamentale de l'actif étant donné un ensemble de variables économiques, monétaires et financières. Cette deuxième approche est qualifiée d'« économétrique ». Enfin, la troisième méthode, dite « statistique », consiste à identifier les écarts excessifs à la tendance estimée à partir d'un filtre statistique[10]. La valeur fondamentale, ici la tendance, reste identifiée, mais dépend uniquement seulement de la dynamique du prix. La bulle correspond alors à une déviation excessive du prix relativement à cette tendance. Bien que ces différentes méthodes ne fassent pas consensus, nous faisons l'hypothèse qu'elles captent chacune une information pertinente sur les bulles de prix d'actif.

1.1.1. Les différents modèles de bulle

Sous les hypothèses d'anticipations rationnelles et d'information parfaite, et en considérant les agents comme neutres à l'égard du risque, la valeur du fondamental d'un actif peut s'écrire comme la somme actualisée des flux de revenus anticipés :

$$VF_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^i E_t(D_{t+i}) \qquad (1)$$

9. Blanchard et Watson (1982) montrent cependant que l'hypothèse d'une bulle est compatible avec la rationalité et est de fait une solution particulière de l'équation de détermination du prix d'un actif.
10. Voir Jorda, Schularick et Taylor (2013, 2015) pour des applications récentes.

Pour les marchés boursier et immobilier, les cash-flows (D_t) sont (respectivement) les dividendes et les loyers, et (ρ) correspond au facteur d'actualisation, mesuré par le taux d'intérêt de long terme. L'équation (1) est la solution de l'équation de détermination du prix d'actif lorsque la condition de transversalité est satisfaite. On a alors : $P_t = F_t$. Toutefois, la relation (1) est une solution particulière et une solution avec bulle ($B_t > 0$), compatible avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles, existe. Dans ce cas, la composante bulle évolue de la façon suivante :

$$E_t\,(B_{t+1}) = (1 + \rho)\,B_t \tag{2}$$

Sous l'hypothèse que le cash-flow et le taux d'escompte sont constants, la valeur fondamentale *VF* s'écrit :

$$VF_t = \frac{D}{\rho} \tag{3}$$

Partant de l'équation (3), il est possible d'identifier la valeur fondamentale puisque le cash-flow – dividende ou loyer – et le taux d'escompte, mesuré par le taux d'intérêt de long terme, sont observés. À cette fin, nous estimons une équation reliant le prix de l'actif aux paiements actuels, au facteur d'actualisation. L'estimation (3) est cependant modifiée afin d'intégrer une prime de risque qui varient dans le temps soit[11] :

$$P_t = \underbrace{\alpha_0 + \alpha_1 . D_t + \alpha_2 . \rho_t + \alpha_3 \phi_t}_{VF} + \epsilon_t^{OLS} \tag{4}$$

où P_t est le prix réel d'un actif donné (boursier ou immobilier) exprimé en logarithme, D_t le paiement associé à cet actif (dividende ou loyer réel), ρ_t le facteur d'actualisation (variable dans le temps et mesuré par les taux d'intérêt souverain de long-terme) et ϕ_t un proxy de la prime de risque mesurée par l'indice VIX. Le résidu ϵ_t^{OLS} de l'équation (4), estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), représente la déviation du prix de l'actif à son fondamental, purgé de la prime de risque. Cette approche dite « structurelle » suppose que la valeur du fondamental dépend des flux de revenus, de l'appétence des investisseurs pour le risque et du facteur d'actualisation (voir Diba et Grossma, 1988). L'estimation de l'équation (4) pour la zone euro agrégée explique respectivement 20 % et 45 % de la variance du prix des actions et des prix immobiliers.

11. L'intégration de cette prime de risque permet de tenir compte des variations de l'aversion au risque des agents et du canal du risque de la politique monétaire.

La valeur fondamentale peut cependant être mieux décrite en tenant compte d'un ensemble d'information plus large. Autrement dit, l'individu qui souhaite déterminer le prix d'un actif ne tient pas uniquement compte de l'observation des dividendes mais de toute l'information disponible. Cette deuxième approche dite « économétrique » repose sur l'estimation d'une équation où le prix de l'actif dépend de variables macroéconomiques et financières. Nous estimons l'équation suivante qui permet d'obtenir la meilleure prévision dans l'échantillon (*in-sample)* du prix d'un actif donné conditionnelle à un ensemble d'informations :

$$P_t = \underbrace{\beta_0 + \beta(L).P_t + \beta_1.M_t + \beta_2.F_t}_{VF} + v_t^{OLS} \tag{5}$$

Où M_t et F_t sont des vecteurs de variables macroéconomiques (loyers et dividendes, production industrielle, PIB, revenu disponible réel, inflation, indice de confiance et prix du pétrole) et financières (taux d'intérêt réel de long-terme, crédit agrégé et agrégat monétaire, d'autres prix d'actifs et l'indicateur VIX). Les valeurs retardées des variables endogènes ainsi que trois retards pour chaque variable exogène sont également inclus dans l'estimation. Le résidu obtenu est alors corrigé des fondamentaux macroéconomiques et financiers. Comme pour la relation (4), v_t^{OLS} représente la déviation du prix à sa valeur fondamentale. L'estimation de l'équation (5) pour la zone euro agrégée explique 99 % de la variance du prix des actions et des prix immobiliers.

Les propriétés statistiques des résidus ϵ_t^{OLS} et v_t^{OLS} permettent de mieux cerner la nature des déviations estimées par les équations (4) et (5). Si le résidu était normalement distribué, il reflèterait des déviations au fondamental de faible ampleur et de courte durée. Les bulles ainsi identifiées s'apparenteraient plutôt à de simples anomalies sur les marchés financiers. Des tests sur les résidus indiquent que les résidus de l'équation (4) (ϵ_t^{OLS}) sont autocorrélés et non gaussiens tandis que ceux de l'équation (5) (v_t^{OLS}) ne sont pas autocorrélés et sont gaussiens. Autrement, ϵ_t^{OLS} semble capter des déviations persistantes aux fondamentaux qui peuvent directement s'interpréter comme une bulle tandis que (v_t^{OLS}) représente plutôt une anomalie de marché[12]. Néanmoins la dynamique cumulative de ces déviations pourrait faire

12. La présence potentielle d'hétéroscédasticité et sa correction ne modifie pas la valeur des coefficients estimés, mais uniquement leur erreur standard. Le résidu – utilisé comme composante des indicateurs de bulle – est donc identique avec ou sans correction de l'hétéroscédasticité.

ressortir des anomalies persistantes et donc capter une bulle. C'est pourquoi nous calculons la somme des résidus sur une fenêtre glissante de 36 mois afin de déterminer la déviation cumulée du prix d'un actif donné à son fondamental sur une période donnée. Chaque déviation individuellement peut être faible et non-pertinente, mais des écarts successifs positifs ou négatifs peuvent indiquer des déviations persistantes et donc une bulle.

La dernière approche dite « statistique » définit une bulle comme une déviation importante du prix relativement à une tendance. Une grande partie de la littérature utilise des filtres statistiques pour décomposer le prix des actifs entre une tendance et une composante cycle correspondant à la bulle. Goodhart et Hofmann (2008) définissent les périodes de boom comme une déviation persistante depuis une tendance de plus de 5 % et qui dure au moins 12 mois, Detken et Smets (2004) utilisent eux un seuil de 10 %. Alessi et Detken (2011) et Bordo et Jeanne (2002) définissent respectivement un boom comme un écart à la tendance d'au moins 1,75 et 1,3 écart-type. Pour Bordo et Landon-Lane (2013), un boom se produit si une augmentation de 5 % des prix immobiliers (10 % pour les prix boursiers) est suivie par une correction de 25% dans les deux ans qui suivent. Jorda *et al.* (2013, 2015) identifient les bulles lorsque l'augmentation du prix d'un actif donné s'écarte de plus d'un écart-type de sa tendance et qu'elle est suivie d'une correction d'au minimum 15 % sur une période de 3 ans. De même, nous identifions une déviation significative – supérieure ou inférieur – du prix d'un actif lorsque celui-ci s'écarte de plus d'un écart-type d'une tendance obtenue par un filtre Christiano-Fitzgerald (CF)[13]. La bulle est alors mesurée par une variable indicatrice qui prend la valeur « 1 » (« -1 ») pour une déviation positive (négative) significative et « 0 » autrement. Ainsi, 87 % des données se trouvent à l'intérieur de ces bandes.

1.1.2. Analyse en composantes principales

Les trois modèles ci-dessus permettent d'isoler trois composantes bulles. Comme il n'y a pas de consensus sur le modèle le plus approprié, nous adoptons une approche « agnostique » qui permet de capter la composante commune de ces trois méthodes. Nous faisons une analyse en composantes principales (*Principal Component Analysis*,

13. Le filtre est spécifié afin de capter les cycles compris dans une fenêtre de 15 mois à 144 mois.

PCA) pour résumer l'information contenue dans les résidus ϵ_t^{OLS}, la somme des résidus v_t^{OLS} sur fenêtre glissante et le modèle « statistique » dans un indicateur unique qui maximise la variance commune des séries individuelles de bulles. En plus de réduire l'information à une seule série unique, un autre avantage du PCA est d'enlever l'évolution de chaque série propre au modèle utilisé et de fournir ainsi une mesure robuste de la composante bulle des prix d'actifs. Ce choix méthodologique permet d'extraire de l'information de chacun des modèles, ce qui suppose qu'ils reflètent, au moins partiellement, les caractéristiques d'une bulle. Si l'un des modèles est « faux » et les deux autres « vrais », la méthode d'analyse en composantes principales permet d'écarter le modèle erroné, dont l'évolution serait idiosyncratique, afin d'extraire la variance commune aux deux modèles pertinents. La part de la variance expliquée par le premier facteur est de 52 % pour les actions et 49 % pour l'immobilier dans le cas de la zone euro. Pour les pays individuellement, elle est comprise entre 46 et 58 % pour les actions et entre 44 et 49 % pour les prix immobiliers.

1.2. Données

Nous estimons 3 modèles pour deux prix d'actifs : boursier et immobilier. Les données sont disponibles de mars 2000 à mars 2018. Toutes les données que nous utilisons proviennent de Thomson Reuters Datastream et chaque prix d'actif est déflaté par l'indice des prix à la consommation[14].

Pour le premier modèle, la valeur fondamentale est fonction des paiements (dividendes pour les cours et loyers pour les prix immobiliers), du facteur d'actualisation (le taux d'intérêt de long-terme) et de l'indice VIX qui permet de prendre en compte les variations de l'aversion au risque des agents sur les marchés. Les dividendes payés par les entreprises et les loyers reçus par les ménages, ainsi que le PIB sont disponibles à une fréquence trimestrielle. Ces données sont interpolées de façon linéaire.

Dans le deuxième modèle, sont ajoutées les variables macroéconomiques et financières suivantes : le revenu disponible réel, l'inflation, le PIB réel, la production industrielle, le prix du pétrole exprimé en termes réels, les indices de confiance des consommateurs et des industries fournis par la Banque centrale européenne, le VIX, la masse monétaire

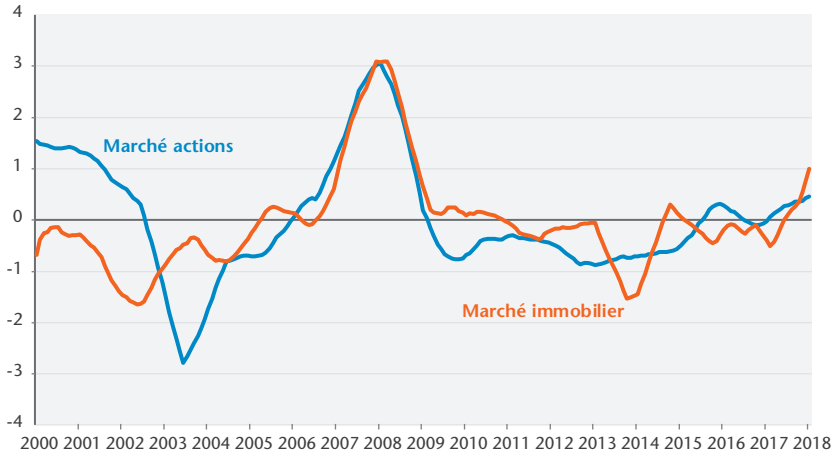
14. Voir tableau A en Annexe pour plus d'information sur les données utilisées ainsi que leur source.

(M3) exprimée en termes réels, le rendement obligataire de référence au sein de la zone euro et le crédit agrégé (crédits accordés au sein de la zone euro) exprimé en termes réels.

2. Les indicateurs de bulles au niveau zone euro agrégée

La méthodologie décrite ci-dessus est d'abord appliquée pour identifier des bulles sur le marché des actions et le marché immobilier pour la zone euro dans son ensemble. Une valeur positive de l'indicateur révèle la présence d'une bulle. La construction de l'indicateur est symétrique si bien qu'il permet de capter également les périodes de sous-évaluation – ou bulle négative – des prix d'actifs. Par ailleurs, il faut préciser que l'indicateur calculé ne peut s'interpréter comme un pourcentage de sur- ou sous-évaluation puisqu'il est construit comme la somme pondérée (les poids étant estimés selon la covariance entre les séries) des trois composantes bulles centrée-réduites. L'indicateur estimé s'interprète donc en termes d'écart-type de déviation aux fondamentaux du prix de l'actif concerné.

Graphique 1. Indicateurs de bulle

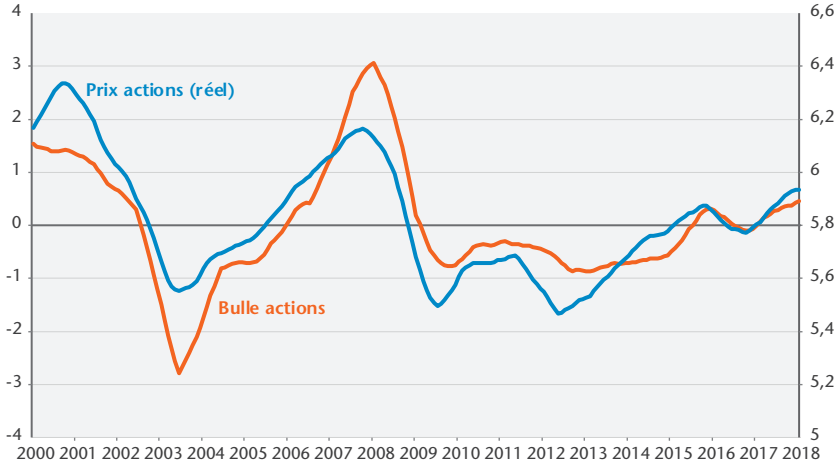


Note : analyse en composantes principales des 3 modèles de bulle pour chaque actif sur données zone euro agrégées. Les indicateurs de bulles sont lissés par une moyenne mobile sur 12 mois.
Sources : données ECB, Datastream.

Pour un actif donné, la comparaison entre le niveau actuel de l'indicateur et les précédents pics ou creux historiques permet de juger de l'ampleur relative de la bulle. Pour la zone euro, il ressort que les deux

actifs sont, en début d'année 2018, caractérisés par une surévaluation (graphique 1). Dans les deux cas, la taille de la bulle serait inférieure aux pics observés en fin d'année 2007 et qui avaient été suivis par un fort ajustement s'accompagnant d'une crise financière et d'une récession. Sur le marché boursier, la taille de la bulle serait légèrement inférieure à celle observée au début des années 2000 contrairement à ce que l'on peut observer pour les États-Unis où la bulle internet aurait été beaucoup plus importante que celle de 2007[15]. Par ailleurs, la bulle sur le prix des actions est positive depuis la fin de l'année 2016 alors que l'indice boursier a progressé de façon quasi continue depuis l'été 2012 (graphique 2). Les bulles boursières sont positivement corrélées à la dynamique du prix, mais toute augmentation du prix de l'actif ne doit pas être interprétée comme le signe de la présence d'une bulle. Notre analyse suggère que l'augmentation des cours boursiers observées depuis 2012 fut d'abord en lien avec une évolution favorable des fondamentaux et c'est qu'à partir de la fin 2016 que cette évolution traduirait une bulle.

Graphique 2. Comparaison prix des actions et bulle actions

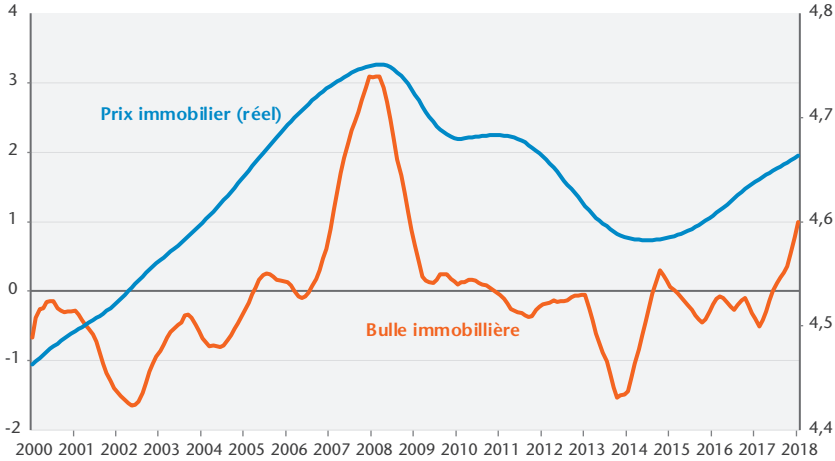


Note : analyse en composantes principales des 3 modèles de bulle pour chaque actif sur données zone euro agrégées. Les indicateurs de bulle et de prix sont lissés par une moyenne mobile sur 12 mois.
Sources : données ECB, Datastream.

15. Voir le graphique 13 dans OFCE (2018).

Sur le marché immobilier de la zone euro, la bulle n'est positive que depuis octobre 2016 alors que comme pour l'indice boursier, les prix immobiliers dans la zone euro ont progressé depuis 2014 (graphique 3). Notre indicateur permet également de mettre en évidence l'existence d'une bulle immobilière dans la zone euro entre juillet 2006 et juillet 2008 avec un pic pendant l'été 2007. Le pic de la bulle a également coïncidé avec le prix observé sur les prix immobiliers.

Graphique 3. Comparaison prix immobilier et bulle immobilière



Note : analyse en composantes principales des 3 modèles de bulle pour chaque actif sur données zone euro agrégées. Les indicateurs de bulle et de prix sont lissés par une moyenne mobile sur 12 mois.
Sources : données ECB, Datastream.

Les indicateurs de bulle suggèrent donc que la zone euro serait caractérisée par un nouvel épisode de bulle depuis la fin de l'année 2016, après l'épisode de bulle observé en 2007 et dont l'éclatement avait largement contribué à la récession de 2008-2009. Si la taille des bulles immobilières et surtout boursières est bien moindre qu'en 2007, il n'en demeure pas moins que l'évolution récente des prix d'actifs dans la zone euro nécessite une vigilance accrue de la part des autorités prudentielles et monétaires.

3. Les indicateurs de bulles désagrégés par pays

La méthodologie décrite ci-dessus est appliquée pour identifier des bulles sur le marché des actions et le marché immobilier pour la zone euro dans son ensemble (partie précédente) mais aussi pour les quatre

plus grands pays de la zone euro individuellement : l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne. Cette distinction est importante car elle permet de rendre compte des éventuelles hétérogénéités au sein de la zone euro. En effet, il est possible qu'un biais d'agrégation masque les déséquilibres internes de telle sorte que l'absence de bulle au niveau agrégé ne signifie pas qu'il n'y a pas de bulle dans les pays. Cette hétérogénéité a aussi des incidences du point de vue des mesures de politique économique qui peuvent être mises en œuvre pour lutter contre l'instabilité financière dont les bulles en sont un symptôme.

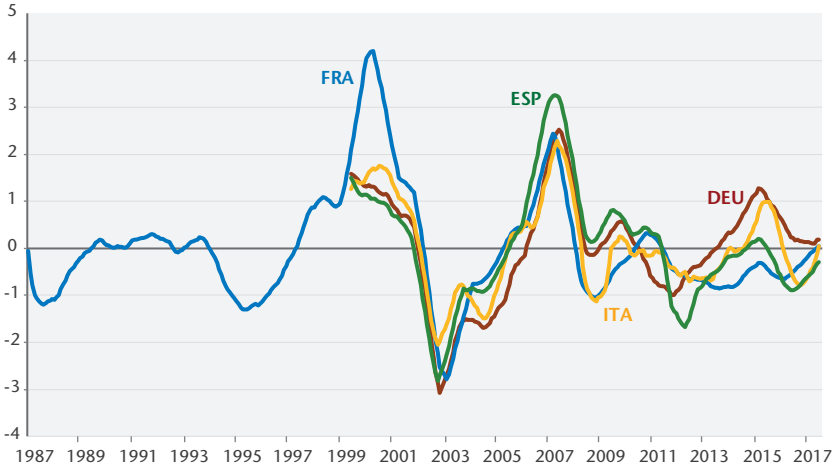
Tableau 1. Corrélation des bulles actions

Corrélation	DEU	FRA	ITA	ESP
DEU	1	0,68	0,78	0,78
FRA		1	0,74	0,68
ITA			1	0,71
ESP				1

Source : auteurs.

Sur les marchés boursiers, on note une forte corrélation entre les épisodes de sous- ou sur-évaluation : le creux de 2002-2003 et le pic de 2006-2007 sont communs à tous les pays (graphique 4). Le tableau 1

Graphique 4. Indicateurs de bulles actions dans les quatre grands pays de la zone euro



Note : analyse en composantes principales des 3 modèles de bulle pour chaque actif sur données zone euro agrégées. Les indicateurs de bulle et de prix sont lissés par une moyenne mobile sur 12 mois.
Sources : données ECB, Datastream.

confirme cette impression visuelle et montre ainsi que la corrélation entre ces bulles actions est comprise entre 68 % et 78 % selon les paires de pays. Sur la période plus récente, on note une légère tendance vers une sur-évaluation mais le phénomène reste très limité. Le marché boursier espagnol est toujours en territoire négatif par rapport à ses fondamentaux. Le marché boursier italien est celui qui montre la dynamique la plus forte en passant du marché le plus sous-évalué en septembre 2016 à celui le plus sur-évalué en mars 2018.

Sur les marchés immobiliers, la corrélation entre les sous- ou sur-évaluation des prix est bien moins forte. On note un point bas pour l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne en 2013, mais pas pour la France. Pour le reste, aucune dynamique commune claire n'émerge (graphique 5). Le tableau 2 confirme cette impression avec des coefficients de corrélation dispersés et compris entre -0,40 (entre la France et l'Allemagne) et 0,54 (entre la France et l'Espagne). L'indicateur permet de capter une bulle immobilière entre 2005 et 2008 pour la France et sur la période 2003-2007 en Espagne. L'atonie des prix immobiliers en Allemagne semblait au contraire plutôt en phase avec l'évolution des fondamentaux pendant les années 2000 puisque l'indicateur de bulle est resté proche de 0 jusqu'en 2012 où il est devenu négatif suggérant une sous-évaluation des prix.

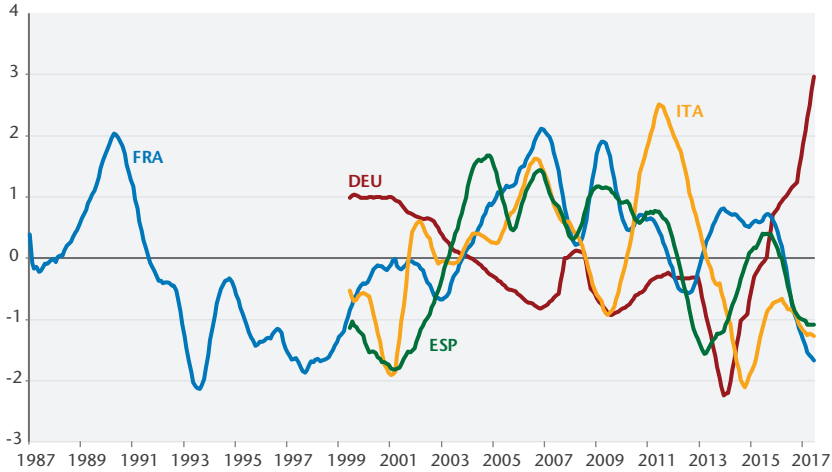
Tableau 2. Corrélation des bulles immobilières

Corrélation	DEU	FRA	ITA	ESP
DEU	1	-0,40	-0,12	0,02
FRA		1	0,41	0,54
ITA			1	0,36
ESP				1

Source : auteurs.

Concernant la dynamique la plus récente, on note une dichotomie forte au sein des quatre grands pays de la zone euro : le marché immobilier allemand paraît extrêmement surévalué par rapport à ses fondamentaux tandis que les marchés immobiliers des trois autres pays, France, Italie, Espagne, sont sous-évalués. Les dynamiques sont elles aussi opposées : les mouvements de sur-évaluation en Allemagne et de sous-évaluation dans les trois autres pays sont en train de se creuser, pas de se résorber.

Graphique 5. Indicateurs de bulles immobilières dans les quatre grands pays de la zone euro



Note : analyse en composantes principales des 3 modèles de bulle pour chaque actif sur données zone euro agrégées. Les indicateurs de bulle et de prix sont lissés par une moyenne mobile sur 12 mois.
Sources : données ECB, Datastream.

Il est important de noter que le niveau de sur-évaluation en Allemagne est historique. Il est 1,5 fois plus élevé que le précédent pic qui datait du début 2008. À l'inverse, le niveau de sous-évaluation par rapport aux fondamentaux en France est le plus bas de la période considérée, entre 2000 et 2018.

4. Quel rôle pour la politique monétaire de la BCE ?

Les indicateurs calculés pour la zone euro, l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne permettent d'évaluer les risques d'instabilité financière dans la zone euro. Même si toutes les bulles ne sont pas systématiquement suivies d'un krach et d'une crise, ces indicateurs proposent une information importante pour la politique économique. Néanmoins se pose la question de l'instrument le plus approprié pour freiner le développement de ces bulles. Si le rôle de la régulation financière est précisément de garantir la stabilité financière, il y a également un débat sur la capacité de la politique monétaire à freiner l'émergence des bulles dans le cadre d'une politique dite de « leaning against the wind ». Néanmoins, pour qu'une telle politique soit pertinente, il faut non seulement que la politique monétaire exerce un effet sur les bulles

(Rudebusch, 2005) mais aussi que ce type de politique ne produise pas d'effets déstabilisants.

La question du lien entre politique monétaire et sur- ou sous-évaluation des prix d'actifs a été largement abordée sur le plan empirique. Ainsi, Taylor (2009) affirme que la bulle immobilière aux États-Unis dans les années 2000 a été largement alimentée par la politique de taux bas pratiquée par la Réserve fédérale au début des années 2000. Del Negro et Otrok (2007), Dokko *et al.* (2011) et Kuttner (2012) contestent cependant l'argumentation et leur analyse suggère que la dynamique du marché du logement n'aurait pas été fortement modifiée si les taux d'intérêt avaient suivi la règle de Taylor. Galí (2014) et Galí et Gambetti (2015) montrent même qu'une politique monétaire restrictive peut avoir un effet inflationniste sur les bulles d'actions. À l'aide d'une analyse non-linéaire, Blot, Hubert et Labondance (2018) suggèrent que l'effet de la politique monétaire sur les bulles est différent selon que l'on considère des chocs expansionnistes ou restrictifs de politique monétaire. Par ailleurs, leurs estimations indiquent qu'un durcissement de la politique monétaire ne permettrait pas de réduire la taille des bulles. Par contre, une politique de taux bas contribuerait à accroître la taille de la bulle. Ainsi, l'instrument de politique monétaire ne serait pas forcément approprié pour dégonfler la bulle observée actuellement sur le marché immobilier dans la zone euro, même si la politique de taux bas pratiqué par la BCE depuis 2009 pourrait avoir contribué à son émergence. Pour autant, cette analyse pourrait être nuancée en tenant compte d'un effet indirect de la politique monétaire *via* le crédit. Allen et Gale (2000, 2004) suggèrent qu'une politique monétaire expansionniste alimenterait les bulles *via* la dynamique du crédit.

Par ailleurs, un débat sur l'avantage coût-bénéfice d'une politique de « leaning against the wind » oppose Borio et Lowe (2002), Cecchetti *et al.* (2003), Woodford (2012) et Adrian et Liang (2016) qui sont favorables à une modification de la conduite de la politique monétaire en fonction des risques que les prix d'actif font peser sur la stabilité financière. Bernanke et Gertler (1999, 2001) suggèrent une approche – qualifiée de « *cleaning afterward* » – qui consiste à intervenir uniquement lorsque les bulles éclatent et seulement si cet éclatement a une incidence sur la stabilité macroéconomique. Plus récemment, Svensson (2017a et 2017b) montre que le bénéfice net de la stratégie « *leaning against the wind* » est négatif car il entraîne un

taux de chômage plus élevé pour les périodes de crise et de non-crise. Il privilégie de fait le recours aux politiques macroprudentielles.

Enfin, la politique monétaire de la BCE est commune, ce qui n'en fait pas nécessairement l'instrument le plus approprié pour lutter contre des bulles locales. Nos résultats montrent qu'il y a une forte corrélation entre les bulles sur le marché actions. Dans ces conditions et sous réserve d'une transmission de la politique monétaire homogène à tous les pays et de l'efficacité de la stratégie stratégie « *leaning against the wind* », la politique monétaire peut être utilisée à des fins de stabilité financière. Inversement, nos résultats suggèrent une forte hétérogénéité entre les bulles domestiques sur le marché immobilier. Ainsi, sur la période récente, l'indicateur calculé pour la zone euro reflète principalement le développement d'une bulle en Allemagne, bulle qui n'est pas corrélée avec l'évolution des indicateurs des autres principaux pays de la zone euro. Dans ce cas, une politique monétaire commune ne permettra pas de corriger des bulles hétérogènes. Une régulation au niveau national, *via* des mesures appropriées de politique macroprudentielle semble une voie plus pertinente pour lutter contre des évolutions idiosyncratiques. À l'échelle de la zone euro, une meilleure prise en compte de l'objectif de stabilité financière nécessite donc une coopération étroite entre les instances nationales en charge de la mise en œuvre de la politique macroprudentielle et une coopération avec la politique monétaire. En effet, l'identification d'une bulle propre à un pays de la zone euro pourrait conduire l'autorité nationale en charge de la politique macroprudentielle à prendre des mesures visant à restreindre le crédit immobilier, mesures qui pourraient de fait contrecarrer l'effet de la politique monétaire commune.

Références

Abreu D. et M. Brunnermeier, 2003, « Bubbles and Crashes », *Econometrica*, vol. 7, n° 1, pp. 173-204.

Adrian T. et N. Liang, 2016, « Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability », *Staff Report,* n° 690, Federal Reserve Bank of New York.

Alessi L. et C. Detken, 2011, « Quasi-real Time Early Warning Indicators for Asset Price Boom/Bust Cycles: A Role for Global Liquidity », *European Journal of Political Economy*, n° 27, pp. 520-533.

Allen F. et D. Gale, 2000, « Bubbles and Crises », *Economic Journal*, vol. 110, n° 460, pp. 236-255.

Allen F. et D. Gale, 2004, « Asset Price Bubbles and Monetary Policy », in *Global Governance and Financial Crises*, dirigé par M. Desai et Y. Said, pp. 19-42.

Allen W. A. et G. Wood, 2006, « Defining and Achieving Financial Stability », *Journal of Financial Stability*, vol. 2, n° 2, pp. 152-172.

Bernanke B. et M. Gertler, 1999, « Monetary Policy and Asset Price Volatility », *Jackson Hole Conference*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 77-128.

Bernanke B. et M. Gertler, 2001, « Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? », *American Economic Review*, vol. 91, n° 2, pp. 253-257.

Bernanke B. et K. Kuttner, 2005, « What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? », *The Journal of Finance*, vol. 60, n° 3, pp. 1221-1257.

Blanchard O. et M. Watson, 1982, « Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets », in P. Wachtel (ed.), *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington, Lexington (MA).

Blot C., P. Hubert et F. Labondance, 2018, « Monetary Policy and Asset Price Bubbles », *EconomiX Working Paper*, n° 2018-5.

Bordo M. et O. Jeanne, 2002, « Monetary Policy and Asset Prices: Does 'Benign Neglect' Make Sense? », *International Finance*, vol. 5, n° 2, pp. 139-164.

Bordo M. et D. Wheelock, 2007, « Stock Market Booms and the Monetary Policy in the Twentieth Century », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mars-avril, pp. 91-122.

Bordo M. et J. Landon-Lane, 2013, « Does Expansionary Monetary Policy Cause Asset Price Booms. Some Historical and Empirical Evidence », *NBER Working Paper*, n° 19585.

Bordo M., Eichengreen B., Klingebiel D. et Martinez?Peria M. S., 2001, « Is the Crisis Problem Growing More Severe? », *Economic policy*, vol. 1, n° 32, pp. 52-82.

Borio C. et P. Lowe, 2002, « Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus », *BIS Working Paper*, n° 114.

Borio C., et Drehmann M., 2009, « Towards an Operational Framework for Financial Stability:'Fuzzy'Measurement and its Consequences », *BIS Working Papers,* n° 284.

Brunnermeier M., 2008, « Bubbles », *The New Palgrave Dictionary of Economics*, second edition, eds. S. N. Durlauf et L. E. Blume.

Brunnermeier M. et M. Oehmke, 2013, « Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk », in *Handbook of the Economics and Finance*, vol. 2(B), pp. 1221-1288.

Cecchetti S. G., H. Genberg et S. Wadhwani, 2003, « Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework », in W. C. Hunter, G. G. Kaufman

et M. Pomerleano (eds.), *Asset Price Bubbles: The Implication for Monetary, Regulatory, and International Policies*, MIT Press, pp. 427-444.

Christiano L., C. Ilut, R. Motto et M. Rostagno, 2010, « Monetary Policy and Stock Market Booms », *Jackson Hole Conference*, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Collard F., H. Dellas, B. Diba et O. Loisel, 2017, « Optimal Monetary and Prudential Policies », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 9, n° 1, pp. 40-87.

Claessens S., Kose M. A. et Terrone, M. E., 2009, « What Happens During Recessions, Crunches and Busts? », *Economic Policy*, vol. 24, n° 60, pp. 653-700.

Claessens S. et Kose M. M. A., 2013, « Financial Crises Explanations, Types, and Implications », *IMF Working Paper*, n° 13-28.

Del Negro M. et C. Otrok, 2007, « 99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across the US States », *Journal of Monetary Economics*, n° 54, pp. 1962-1985.

Diba B. et H. Grossman, 1988, « The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices », *The Economic Journal*, n° 98, pp. 746-754.

Dokko J., B. Doyle, M. Kiley, J. Kim, S. Sherlund, J. Sim et S. Van den Heuvel, 2011, « Monetary Policy and the Global Housing Bubble », *Economic Policy*, avril, pp. 237-287.

Fama E., 2014, « Two Pillars of Asset Pricing », *American Economic Review*, vol. 104, n° 6, pp. 1467-1485.

Galí J., 2014, « Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles », *American Economic Review*, vol. 104, n° 3, pp. 721-752.

Galí J. et L. Gambetti, 2015, « The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, n° 1, pp. 233-57.

Gerlach S., 2010, « Asset Prices and Monetary Policy: Some Sceptical

Observations », In M. Balling, J. M. Berk et M. O. Strauss-Kahn (eds.), *The Quest for Stability: The Macro View*, pp. 45-60. Vienne, SUERF.

Goodhart C. et B. Hofmann, 2008, « House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 24, n° 1, pp. 180-205.

Gruen D., M. Plumb et A. Stone, 2005, « How Should Monetary Policy Respond to Asset-Price Bubbles? », *International Journal of Central Banking*, vol. 1, n° 3, pp. 1-31.

Gürkaynak R., 2008, « Econometric Test of Asset Price Bubbles: Taking Stock », *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, n° 1, pp. 166-186.

Jordà Ò., M. Schularick et A. M. Taylor, 2013, « When Credit Bites Back », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 45(s2), pp. 3-28.

Jordà Ò., M. Schularick et A. M. Taylor, 2015, « Leveraged Bubbles », *Journal of Monetary Economics*, n° 76, pp. 1-20.

Kahn G., 2010, « Taylor Rule Deviations and Financial Imbalances », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, deuxième trimestre, pp. 63-99.

Kindleberger C., 1978, *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, 5e édition, New York, Wiley.

Kuttner K., 2012, *Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still no Smoking Gun*, mimeo.

Laeven L. et Valencia F., 2012, « Systemic Banking Crises Database: An Update », *IMF Working Paper,* vol. 12, n° 163.

Martin A. et J. Ventura, 2017, « The Macroeconomics of Rational Bubbles: A User's Guide », *Barcelona GSE Working Paper Series*, n° 989.

OFCE, 2018, « La fin d'un cycle ? », *Revue de l'OFCE* n° 155, pp. 19-169.

Phillips P., Y. Wu et J. Yu, 2011, « Explosive Behavior in the 1990's NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values? », *International Economic Review*, vol. 52, n° 1, pp. 201-226.

Phillips P. et J. Yu, 2011, « Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis », *Quantitative Economics*, n° 2, pp. 455-491.

Rigobon R. et B. Sack, 2004, « The Impact of Monetary Policy on Asset Prices », *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, n° 8, pp. 1553-1575.

Rudebusch G. D., 2005, « Monetary Policy and Asset Price Bubbles », *FRBSF Economic Letter*.

Scherbina A., 2013, « Asset Price Bubble: A Selective Survey », *IMF Working paper,* n° 13/45.

Svensson L. E., 2012, « The Relation between Monetary Policy and Financial Policy », *International Journal of Central Banking*, vol. 8 (supplement 1), pp. 293-295.

Svensson L. E., 2017a, « Cost-Benefit Analysis of Leaning against the Wind », *Journal of Monetary Economics*, n° 90, pp. 193-213.

Svensson L. E., 2017b, « How Robust Is the Result That the Cost of 'Leaning against the Wind' Exceeds the Benefit? », *ECB Working paper,* n° 2031.

Taylor J., 2009, « The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong », *NBER Working Paper*, n° 14631.

White W. R., 2009, « Should Monetary Policy 'Lean or Clean'? », Federal Reserve Bank of Dallas, *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, n° 34.

Woodford M., 2012, « Inflation Targeting and Financial Stability », *Sveriges Riksbank Economic Review,* n° 1, pp. 7-32.

ANNEXE

Tableau A. Description des données

Variable	Description	Source	Fréquence
Cours boursier	Eurostoxx	Datastream	Mensuelle
Indice des prix	Indice des prix à la consommation harmonisé de la zone euro	Datastream	Mensuelle
Dividendes	Dividendes distribués par les sociétés financières et non-financières (France+Allemagne+Italie+Espagne+Pays-Bas)	Datastream	Trimestrielle
Taux long	taux des obligations de référence en euros	Datastream	Mensuelle
inflation	Indice des prix à la consommation harmonisé de la zone euro (fenêtre glissante de 12 mois)	Datastream	Mensuelle
VIX	Indice de Volatilité	Datastream	Mensuelle
Loyer	Loyers reçus par les ménages (France+Allemagne+Italie+Espagne+Pays-Bas)	Datastream	Trimestrielle
IPI	indice de production industrielle	Datastream	Mensuelle
PIB réel	Produit intérieur brut réel (EA19)	Datastream	trimestrielle
Agrégat Monétaire	M3	Datastream	Mensuelle
Crédit agrégé	Crédits effectués au sein de la zone euro	Datastream	Mensuelle
Indice de confiance	Indice de confiance des consommateurs + indice de confiance de l'industrie	Datastream Datastream	Mensuelle Mensuelle
Rendement obligataire de référence	Rendement d'obligations de référence à long terme des gouvernements de la zone euro	Datastream	Mensuelle
Prix de l'immobilier	Prix de l'immobilier résidentiel au sein de la zone euro	Datastream	Mensuelle
Prix du pétrole	Prix du pétrole	Datastream	Mensuelle
Revenu disponible réel	Revenu disponible réel de la zone euro	Datastream	Mensuelle