



HAL
open science

La BCE réagit-elle au prix des actifs financiers ?

Dominique Pepin

► **To cite this version:**

| Dominique Pepin. La BCE réagit-elle au prix des actifs financiers ?. 2010. hal-00963626

HAL Id: hal-00963626

<https://hal.science/hal-00963626>

Preprint submitted on 21 Mar 2014

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 BCE RÉAGIT-ELLE AU PRIX DES ACTIFS FINANCIERS ?

DOES THE ECB REACT TO FINANCIAL ASSET PRICES ?

Dominique Pépin*

RÉSUMÉ

Cet article examine empiriquement si le prix des actifs financiers est une composante significative de la règle de taux de la BCE. De façon à être correctement spécifiée, une règle monétaire stipulant que la BCE réagit aux variations du prix des actifs doit incorporer une mesure de l'écart entre le prix effectif des actions et leur valeur fondamentale. Nous développons une méthodologie originale pour mesurer un tel écart, et nous l'intégrons dans une règle de taux augmentée. L'analyse empirique offre la description suivante du banquier central européen : il réagit significativement au prix des actifs financiers, en augmentant (diminuant) son taux principal lorsque le prix des actions est sur(sous)-évalué ; il est attentiste, n'agissant que lorsque l'écart de prix est assez important ; et il semble assez peu conservateur, croyant que le prix des actifs est principalement influencé par des facteurs non fondamentaux.

ABSTRACT

We examine empirically whether financial asset prices may be admitted into the ECB interest rate rule. A correctly specified monetary policy rule implying that the ECB reacts to stock prices movements must include some measure of the gap between actual stock prices and fundamental values. We develop an original methodology to measure such a deviation, and we employed it as argument in an augmented interest rate rule. The empirical evidence suggests the following description of the European central banker: he significantly reacts to financial asset prices, by raising (lowering) the ECB main interest rate when stock prices are over(under)-evaluated; he is partisan of a wait-and-see policy, reacting only when the price gap is quite important; and he seems rather little conservative, believing that asset prices are driven mainly by nonfundamental factors.

* Université de Poitiers, CRIEF, 93 avenue du Recteur Pineau, 86022 Poitiers Cedex, dominique.pepin@univ-poitiers.fr

La politique monétaire doit-elle tenir compte du prix des actifs financiers ? Cette question a reçu une attention croissante des économistes financiers au cours des vingt dernières années, et qui s'est encore accrue avec les bouleversements financiers de cette fin de décennie. En dépit d'un vif débat entre les tenants et les opposants à un éventuel activisme financier de la Banque Centrale, aucun consensus ne se dégage clairement de la littérature. Parallèlement, et en complément à ce débat, un second questionnement, plus empirique, a émergé : dans les faits, les banques centrales tiennent-elles compte ou non du prix des actifs financiers ? Réagissent-elles réellement à des écarts de prix des actifs financiers par rapport à leur valeur fondamentale ?

La réponse à une telle interrogation requiert la résolution de nombreux problèmes méthodologiques, dont le plus complexe est certainement la définition de la valeur fondamentale des actifs financiers. Si les marchés financiers sont efficaces (d'un point de vue informationnel), le prix d'un actif est toujours égal à sa valeur fondamentale, et rien ne justifie alors qu'une Banque Centrale puisse réagir à une hausse ou une baisse des prix. Si l'on reconnaît au contraire qu'à court terme les marchés ne sont pas efficaces, alors le prix des actifs peut s'écarter de leur valeur fondamentale. Cet écart de prix ou (*financial*) *price gap*, que l'on peut aussi nommer « choc financier » ou « bulle », peut inciter le banquier central à intervenir, et à modifier la valeur du taux directeur pour corriger la dynamique du prix des actifs financiers. Mesurer l'effet de cet écart de prix dans la règle de taux empirique de la Banque Centrale Européenne est l'objet de cet article.

La méthodologie développée à cet effet repose sur le modèle d'actualisation des dividendes. Le dividende versé, le taux de croissance anticipé des dividendes, et le coefficient d'actualisation sont les déterminants essentiels de la valeur fondamentale. Cette dernière doit être réévaluée si le dividende versé varie, si les investisseurs révisent leur anticipation de taux de croissance des dividendes, ou si le coefficient d'actualisation est modifié¹. Si l'on fait l'hypothèse que les variations du taux de croissance des dividendes et du coefficient d'actualisation sont bornées, il en résulte que les variations de la valeur fondamentale le sont aussi. Il est alors possible d'identifier comme « choc » l'excès de la variation du prix des actifs qui ne peut s'expliquer au regard de l'évolution de ses déterminants fondamentaux. D'un point de vue statistique, des techniques de filtrage permettent d'extraire la série des chocs ou écarts de prix.

L'analyse statistique, posée dans un cadre réaliste de définition de la règle de taux en temps réel², permet de faire ressortir des problèmes méthodologiques souvent écartés des débats théoriques, et qui pourtant imprègnent le travail des banquiers centraux. Ainsi, non seulement la méthodologie présentée dans cet article permet-elle d'analyser empiriquement l'activisme financier de la Banque Centrale dans un cadre relativement souple, mais elle offre aussi la possibilité de cerner le degré de conservatisme dont le banquier central fait preuve, ainsi que l'attentisme qu'il peut manifester.

L'incertitude, particulièrement prégnante dans une analyse conduite en temps réel, engendre un risque d'erreur sur l'estimation des écarts de prix. Cette dernière repose sur une technique de filtrage conditionnée par le conservatisme du banquier central. Plus le banquier central est conservateur, et moins il filtre les séries de prix (ajustés des dividendes). Il reconnaît alors plus difficilement dans des variations de prix importantes l'origine d'un choc non fondamental, marquant ainsi son attachement à la théorie de l'efficience informationnelle des marchés financiers.

¹ Le coefficient d'actualisation dépend du taux d'intérêt sans risque et de la prime de risque. Il est donc susceptible de varier, ses deux composantes pouvant faire l'objet de modifications.

² Le filtrage (par opposition au lissage) impose de définir une valeur estimée à chaque date sur la base de l'information présente et antérieure. En ce sens, on peut dire que l'on raisonne en temps réel, c'est-à-dire sur la base de l'information que possède réellement le banquier central lorsqu'il doit prendre sa décision de taux.

L'analyse empirique permet par ailleurs de tenir compte de l'attentisme du banquier central. Effectivement, même si le banquier central tient compte du prix des actifs financiers, réagit-il forcément à tout choc non fondamental qu'il a reconnu comme tel ? Un certain attentisme peut l'amener à ne réagir qu'aux chocs les plus importants, s'il juge que les marchés peuvent corriger à brève échéance une tendance erronée.

Cet article est divisé en trois sections. La première revient rapidement sur les débats théoriques liés à l'intervention financière du banquier central, et fait un tour d'horizon des quelques résultats empiriques disponibles dans la littérature. La deuxième section présente notre méthodologie statistique, articulée autour des trois paramètres comportementaux que sont l'activisme, le conservatisme et l'attentisme. L'analyse empirique de la règle de taux européenne est présentée et discutée dans la troisième section.

I. – La politique monétaire et le prix des actifs financiers : débats et faits

La prise en compte des actifs financiers dans la politique monétaire s'analyse essentiellement, dans les débats aussi bien théoriques qu'empiriques, autour d'une extension de la règle de Taylor (1993). Cette règle donne une représentation empirique de la façon dont le banquier central fixe son taux d'intérêt en fonction de l'*output gap*³ et du taux d'inflation. En fait, nous ne considérons pas ici la version originale de la règle de Taylor, s'appuyant sur un ajustement statistique médiocre, mais la version généralement utilisée dans la littérature, qui reconnaît une certaine inertie du taux d'intérêt :

$$i_t = \mu + \rho i_{t-1} + \alpha x_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \eta_t \quad (1)$$

Le taux i_t est le taux directeur fixé par la Banque Centrale. x_t désigne l'*output gap* ou écart de production, et π_t désigne le taux d'inflation (π^* étant la valeur cible retenue par le banquier central).

Nous raisonnons dans le cadre d'une règle *backward-looking*, reposant sur des hypothèses microéconomiques jugées certes fragiles par certains auteurs, qui leur préfèrent des règles *forward-looking*, mais qui apparaissent plus réalistes selon d'autres auteurs [voir par exemple Fuhrer J. (1997), Gali J. et Gertler M. (1999), Estrella A. et Fuhrer J.C. (2002, 2003) et Rudebusch G.D. (2005) pour une critique des modèles *forward-looking*]. Notre choix d'une règle rétrospective tient surtout à la recherche d'une application simple de la méthodologie que nous avons développée. Nous laissons à des travaux ultérieurs le soin de prendre en compte un cadre d'analyse prospectif.

La règle de taux (1) ne laisse apparaître explicitement aucune composante liée à l'influence du prix des actifs financiers. La Banque Centrale fixe son taux directeur en ciblant un *output gap* nul et un taux d'inflation égal à π^* , les variations de taux d'une période à l'autre étant limitées en raison d'une certaine inertie ($\rho > 0$). De nombreux auteurs jugent qu'une telle règle est suffisamment générale, voire optimale, et ne voient aucun intérêt à incorporer un terme supplémentaire lié au prix des actifs financiers, qui serait au contraire une source potentielle de déstabilisation [Fuhrer J. et Moore G. (1992), Bernanke B.S. et Gertler M. (1999, 2001), Gilchrist S. et Leahy J.V. (2002)]. D'autres auteurs prétendent au contraire que les Banques centrales doivent réagir aux variations de prix des actifs [Cecchetti S. et al. (2000) et Cecchetti S. (2003)]. La réponse optimale doit cependant être différente selon l'origine de la variation des prix [Smets F. (1997), Dupor W. (2001, 2005) et Haugh D.L. (2008)]. En effet, une hausse du prix des actifs implique une réponse monétaire différente selon qu'elle est la conséquence d'une amélioration de la productivité ou d'une exubérance irrationnelle des marchés. Dans le premier cas, la hausse du prix des actifs est tirée par les

³ L'*output gap* désigne la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel, exprimée en pourcentage du PIB potentiel.

fondamentaux et constitue un indicateur d'augmentation du produit potentiel. La hausse de la demande est alors compensée par la hausse du produit potentiel et se caractérise par une pression inflationniste et un *output gap* inchangés [Haugh D.L. (2008)]. Le banquier central n'a alors pas intérêt à modifier son taux directeur [Smets F. (1997)]. Dans le second cas, une bulle se crée, et on peut concevoir que le banquier central veuille empêcher cette bulle de gonfler exagérément, pour éviter le coût économique important et l'instabilité que pourrait engendrer un éventuel krach. Il peut alors décider de réagir par une politique de tempérance financière, en augmentant son taux directeur. Par ailleurs, la bulle constitue certes un élément auquel le banquier central peut décider de réagir, mais elle sert aussi de variable informationnelle, indiquant une hausse probable de l'*output gap* dans un proche avenir⁴. En effet, si les prix sont trop élevés au regard des fondamentaux, les marchés financiers envoient des signaux trompeurs en direction des marchés de production, la hausse du prix des actifs pouvant être interprétée de façon erronée comme une hausse du produit potentiel, suscitant une augmentation trop rapide de l'investissement et de la production. Il en résulte une perspective d'accroissement des pressions inflationnistes, qui peut aussi pousser la Banque Centrale à modifier son taux directeur. Cette raison s'ajoute à la perspective d'un risque d'effondrement des marchés en cas de bulle pour inciter l'ordonnateur de la politique monétaire à réagir. Cecchetti (2003) défend ainsi l'idée que les banques centrales doivent réagir aux écarts de prix. Plus précisément, comme Cecchetti et al. (2003) l'ont écrit, les banquiers centraux doivent réagir à l'écart de prix et non pas le cibler. Le débat n'est pas sur les objectifs de la banque de premier rang, qui restent la stabilisation de l'inflation et de la production autour des valeurs cibles, mais sur les moyens de les atteindre.

Ainsi, la BCE, à l'instar des autres banques centrales, admet considérer le prix des actifs dans ses délibérations [BCE (2001)]. Elle ne peut évidemment pas se déclarer ignorante de la situation des marchés financiers, et s'en désintéresser. Mais le rôle qu'elle prête aux marchés financiers n'est pas clair. Elle récuse, comme toutes les institutions du même type, tout soupçon d'activisme financier. Il est cependant tout à fait possible que les banques centrales réagissent aux prix des actifs financiers en dépit du désintérêt relatif qu'elles manifestent. Elles peuvent tout à fait mentir, si un gain peut être tiré de ce mensonge [Chadha J.S., Sarno L. et Valente G. (2004)]. Si les banques centrales ne mentaient pas et étaient parfaitement transparentes quant à leur possible intervention en fonction du prix des actifs financiers, alors elles se déclareraient de fait prêteuses en dernier ressort, créant d'importants problèmes d'aléa moral. C'est une raison parmi d'autres qui peut expliquer leur discrétion sur le sujet. En dépit d'une communication volontairement opaque des Banques Centrales, les analystes financiers partagent l'opinion que les banquiers centraux interviendront en cas de chute des prix des actifs financiers [Miller, Weller et Zhang (2002)]. Au cours des années 90, les analystes américains pensaient ainsi que la Réserve Fédérale interviendrait pour éviter tout effondrement des marchés. Miller, Weller et Zhang (2002) ont écrit que ce « put Greenspan » était la raison principale de la bulle financière. Si l'on examine le cas particulier de la Réserve Fédérale américaine, plus largement documenté que celui de la BCE compte tenu de la relative jeunesse de cette dernière, il est manifeste que la Réserve Fédérale a toujours été très attentive au marché des actions [Mattessini F. et Becchetti L. (2008)]. A diverses occasions, la Réserve Fédérale a réagi aux variations des prix d'actifs, comme ce fut le cas en 1987 et en 2001 [Cecchetti S. (2003)].

Pour analyser rigoureusement l'effet empirique de telles réactions, Chadha, Sarno et Valente (2004) ont examiné si le prix des actifs peut être inclus dans une règle de Taylor

⁴ Dans un cadre d'analyse prospectif, la bulle devrait alors être utilisée comme variable informationnelle, même si on ne prête aucun rôle aux prix des actifs dans la règle de taux. Les tests empiriques des règles *forward-looking* confirment généralement l'intérêt de cette variable informationnelle.

augmentée, sur données américaines, britanniques et japonaises⁵. Leurs résultats suggèrent que les banquiers centraux utilisent le prix des actifs non seulement pour améliorer leurs prévisions d'inflation et de croissance, mais aussi comme argument pour fixer le taux d'intérêt. En conclusion de leurs travaux, les auteurs soulignent qu'en dépit du caractère significatif de l'écart de prix dans la règle de taux, cette variable n'est sans doute pas employée systématiquement dans la règle monétaire, mais qu'elle n'est qu'une réponse occasionnelle des banques centrales lors d'écarts importants. Nos résultats empiriques présentés dans la troisième section confirment l'idée que les banques centrales ne réagissent qu'à des écarts importants, manifestant un comportement attentiste. Ce comportement en apparence discrétionnaire n'est cependant pas incompatible avec la présence d'une variable « choc financier » apparaissant continûment dans la règle de taux, comme nous le montrerons ultérieurement, et le débat ainsi posé est alors un faux débat. Car après tout, il peut en être dit autant de l'*output gap* ou du taux d'inflation. Une Banque Centrale augmentera-t-elle en pratique son taux d'intérêt si le taux d'inflation passe à 2,05% alors que la cible est de 2% ? On conçoit aisément qu'il peut exister des seuils d'intervention plus ou moins élevés pour toutes les variables qui entrent comme arguments dans la règle de taux. La méthodologie statistique développée par ces auteurs souffre par ailleurs d'une limite importante. La mesure d'écart de prix qu'ils utilisent est donnée par une estimation du rapport dividende/prix. Implicitement, ce rapport doit être constant pour qu'il n'y ait pas de choc financier, ce qui suggère une vision beaucoup trop restrictive de la valeur fondamentale des actions (qui serait constante, même à court terme). En dépit de leur effort de prise en compte des dividendes, des variations de prix sont à tort identifiées comme des chocs, quand en fait elles ne sont que la conséquence d'une juste révision du rapport d'équilibre entre dividende et prix.

Une autre méthodologie envisageable est celle de Detken et Smets [2004], qui estiment les « booms » du prix des actifs en comparant ce dernier à son trend. Un boom est défini comme un écart d'au moins 10% d'un indicateur de prix d'actif⁶ par rapport à son trend estimé récursivement (en temps réel)⁷. La méthodologie de Detken et Smets [2004] présente toutefois l'inconvénient de ne pas tenir compte des dividendes ou revenus versés. La série de prix est brute et n'est pas ajustée des fondamentaux. Un écart positif de la série de prix par rapport au trend peut tout simplement indiquer une anticipation de hausse des dividendes (si on raisonne uniquement sur une série de prix d'actifs financiers), et n'être en rien le signe d'une surévaluation à laquelle la Banque Centrale devrait réagir.

Cecchetti [2003] montre qu'une règle de Taylor augmentée, avec un terme supplémentaire pour caractériser la présence d'une bulle, donne de bons résultats pour représenter la règle de taux effective de la Fed (il ajoute aussi dans la règle un indicateur de stress bancaire). Le terme lié à la bulle est significatif dans cette règle étendue. Pour mesurer la bulle, l'auteur utilise le modèle d'actualisation des dividendes mais suppose constant le taux de croissance de ces derniers. Cette hypothèse de constance sur une période de 25 années biaise très certainement ses résultats.

Siklos, Werner et Bohl [2004] estiment des règles de Taylor étendues pour la France, l'Allemagne et l'Italie. Différents types de règles sont estimés sur des échantillons longs (remontant aux années 70). Le prix des actifs n'apparaît pas être un argument pertinent dans le cadre de règles *forward-looking*. Son rôle en tant qu'instrument (variable informationnelle) est cependant beaucoup plus crédible. Ils ne trouvent pas non plus de réaction au prix des actifs dans des règles *backward-looking*. Ces auteurs estiment eux aussi la bulle comme l'écart d'un indice de prix à un trend (estimé par le filtre de Hodrick- Prescott). Leur

⁵ Ils s'intéressent aussi à la présence du taux de change dans la règle de taux.

⁶ Ces auteurs considèrent une mesure large des actifs, pas seulement financière.

⁷ Ce sont originellement Borio et Lowe [2002] qui ont montré que les écarts par rapport au trend sont de relativement bons prédicteurs de l'instabilité financière (en particulier pour des séries relatives au crédit).

méthodologie présente malheureusement la même lacune que celle de Detken et Smets [2004], la série de prix n'étant pas ajustée des fondamentaux.

Adoptant une démarche différente, Sooreea [2007] parvient à la conclusion que la Réserve fédérale ne réagit pas à la bulle sur le prix des actifs. En fait, la bulle est bien significative dans la règle de taux qu'il estime, mais le paramètre associé lui paraît trop faible pour que la bulle influence réellement la politique monétaire⁸. Il montre cependant que la Réserve Fédérale américaine baisserait ses taux en réponse à une amélioration des fondamentaux, accommodant les gains de productivité qui signalent une moindre pression inflationniste. La Fed réagirait aussi à une augmentation de la volatilité en réduisant ses taux, en injectant de la liquidité sur les marchés. Ces résultats doivent cependant être pris avec prudence, compte tenu du manque flagrant de robustesse de la méthodologie utilisée. En décomposant le prix des actifs, l'auteur parvient à une formulation du type : $P_t = \kappa D_t + cD_t^\lambda$, où P_t représente le prix des actifs et D_t les dividendes. Le prix des actifs se décompose en alors un terme linéaire κD_t qui représente la valeur fondamentale des actifs, et un terme non linéaire cD_t^λ qui représente la bulle. Une telle équation d'évaluation n'est valide que sous l'hypothèse de constance des paramètres du modèle, ce qui paraît peu crédible au regard de la longueur de la période d'analyse⁹ (1955-2002). Selon un tel modèle, la valeur fondamentale d'un actif est à peu près égale à 25 fois le dividende, et les écarts à cette grandeur constituent la bulle.

Furlanetto [2008] mesure la réaction effective de la politique monétaire à l'évolution du marché des actions. Il trouve une réaction positive et significative pour les politiques américaine et britannique, mais pas de réaction pour les politiques japonaise et européenne. Il montre par ailleurs que cette réaction est plus faible en période de larges fluctuations du marché d'actions. Depuis la fin des années 90, marquée par une hausse des fluctuations, la relation a ainsi disparu en Grande-Bretagne et elle a diminué en intensité aux Etats-Unis. A nouveau, la méthodologie utilisée par cet auteur paraît fragile, car elle incorpore simplement la rentabilité des actions dans la règle de taux. Implicitement, il teste la réaction de la politique monétaire à la variation de ce taux de rentabilité, sans tenir compte d'aucune décomposition entre valeur fondamentale et choc financier, sauf à dire que la composante fondamentale serait une constante (le taux de rentabilité de long terme).

Mattesini et Becchetti [2009] construisent un indice de l'écart de prix des actions, dans lequel la valeur fondamentale correspond à la valeur actualisée du flux espérée des bénéfiques (au lieu des dividendes). L'indice est ensuite inclus dans une règle de Taylor *forward-looking*. Les résultats statistiques montrent que la Fed tend à baisser son taux lorsque le prix des actions tombe sous la valeur fondamentale, alors qu'il n'y pas de durcissement de la politique monétaire pendant les périodes d'exubérance. La Réserve Fédérale américaine réagirait de façon asymétrique aux chocs financiers, baissant ses taux pour éviter les conséquences économiques et sociales désastreuses d'un krach boursier, mais n'agissant pas de façon préemptive par une hausse des taux en cas de formation d'une bulle. Leur méthodologie souffre cependant de cette lacune récurrente des travaux utilisant un modèle d'actualisation, à savoir que le taux de croissance du flux espéré est supposé constant.

Au final, il apparaît difficile, au regard des conclusions de ces travaux économétriques, d'apprécier si les banquiers centraux tiennent compte ou non des prix d'actifs financiers dans leur règle de taux. De grosses lacunes méthodologiques apparaissent dans ces travaux. Dans certains, les séries de prix (ou de rentabilité) ne sont pas ajustées du versement des dividendes

⁸ Nos résultats présentés dans la troisième section montrent cependant que de petits paramètres peuvent avoir une influence importante en période de fortes tensions sur les marchés, et qu'ils peuvent devenir une composante non négligeable de la règle de taux.

⁹ L'auteur estime la règle de taux sur une période plus restreinte (1985-2002), mais le modèle financier qui permet la décomposition valeur fondamentale/bulle est estimé sur un période couvrant presque un demi-siècle.

(ou des bénéfiques). Dans d'autres, ils le sont, mais sous des hypothèses de constance des paramètres qui paraissent intenables, tant il semble évident que les anticipations des investisseurs sont sujettes à de permanentes révisions. Pour cette raison, nous développons dans la section suivante une méthodologie qui permet la décomposition du prix des actifs financiers en deux termes : la valeur fondamentale, liée au versement des dividendes, et un choc financier ou bulle, sans faire d'hypothèse paramétrique trop rigide sur le flux espéré des dividendes futurs.

II. – Activisme financier, conservatisme et attentisme : aspects méthodologiques

Si le banquier central fait preuve d'un certain activisme financier, en réagissant au choc financier (estimé) noté $\hat{\varepsilon}_t$, une règle de taux étendue peut être utilisée pour représenter son comportement :

$$i_t = \mu + \rho i_{t-1} + \alpha x_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \delta \hat{\varepsilon}_t + \eta_t \quad (2)$$

Tous les paramètres de cette règle de taux doivent être positifs. Par exemple, en cas de valorisation excessive des actifs financiers sur les marchés ($\hat{\varepsilon}_t > 0$), la Banque Centrale augmente son taux directeur.

Pour réagir éventuellement à l'écart de prix, la Banque Centrale doit être capable d'estimer correctement la valeur fondamentale des actifs financiers (d'un indice large du marché des actions). Notons P_t^{VF} cette valeur et P_t le prix effectif des actifs financiers. Le choc financier, la bulle, l'écart de prix ou *price gap* ε_t peut être défini comme l'erreur d'évaluation sur l'indice de marché en proportion du prix théorique, c'est-à-dire par $(P_t - P_t^{VF})/P_t^{VF}$, ou par la version logarithmique $\ln(P_t/P_t^{VF})$ utilisée par la suite.

La valeur fondamentale des actifs est donnée par le modèle d'actualisation des dividendes :

$$P_t^{VF} = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+s})}{(1+r_s)^s}, \quad (3)$$

où $E_t(D_{t+s})$ désigne l'espérance du dividende reçue en $t+s$ conditionnellement à l'information disponible en t . Le dividende (espéré) qui sera versé dans s périodes est actualisé au taux r_s , la gamme des taux étant de forme quelconque. Le modèle s'accommode parfaitement de déformations intertemporelles de la gamme des taux (les coefficients d'actualisation r_s peuvent varier dans le temps). En fait, peut importe ici la valeur de ces taux, l'approche non paramétrique nous préservant de la nécessité de les évaluer.

Le prix effectif se différencie du prix théorique P_t^{VF} en raison d'un choc multiplicatif ξ_t :

$$P_t = \xi_t P_t^{VF} = \xi_t \sum_{s=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+s})}{(1+r_s)^s} \quad (4)$$

Le prix de l'actif financier P_t est le produit de la composante fondamentale $\sum_{s=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+s})}{(1+r_s)^s}$ et d'un choc ξ_t qui, lorsqu'il est différent de 1, produit une déviation du prix par rapport à la valeur fondamentale. L'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés financiers implique que les chocs ξ_t sont de valeur unitaire à toute date : $\xi_t = 1 \forall t$. Sous cette hypothèse, le fonctionnement équilibré des marchés n'appelle aucune intervention des autorités. Si l'on raisonne sous l'hypothèse plus générale où l'efficience informationnelle n'est vérifiée qu'à long terme, le prix est bien égal dans la longue période à la valeur fondamentale (la valeur de long terme de ξ_t est 1) mais peut s'en écarter à court terme.

Pour que l'équation précédente devienne opérationnelle, supposons qu'à chaque date t les agents forment une anticipation de croissance des dividendes au taux g_t :

$$E_t(D_{t+s}) = (1 + g_t)^s D_t \quad (5)$$

Le cours de l'indice de marché s'écrit alors :

$$P_t = \xi_t D_t \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1 + g_t}{1 + r_s} \right)^s \quad (6)$$

L'équation (6) est affranchie de l'hypothèse trop lourde de constance du taux de croissance des dividendes. Nous admettons au contraire que le taux de croissance des dividendes peut varier dans le temps, en fonction des informations qu'intègrent continuellement les investisseurs, et que cette variation peut produire des changements de prix. Sous certaines

conditions que l'on supposera vérifiées, la série $\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1 + g_t}{1 + r_s} \right)^s$ converge vers un terme h_t , de sorte que l'on peut écrire $P_t = \xi_t D_t h_t$. Si l'on définit les termes : $f_t = \ln h_t$, $\varepsilon_t = \ln \xi_t$, alors l'équation (6) se réécrit plus simplement :

$$\ln(P_t / D_t) = f_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

L'équation (7) définit statistiquement une équation de régression non paramétrique, la variable à expliquer $\ln(P_t / D_t)$ dépendant d'une fonction f_t non spécifiée et d'un terme d'erreur ε_t , ce dernier étant le choc financier ou *price gap* : $\varepsilon_t = \ln \xi_t = \ln(P_t / P_t^{VF})$.

Si la fonction g_t est suffisamment lisse, la fonction f_t l'est aussi¹⁰. Une estimation non paramétrique de la fonction f_t permet alors d'obtenir le résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$ qui sera introduit dans la règle de taux. Statistiquement, une régression non paramétrique sur un indice t se fait classiquement au moyen de techniques de lissage. Le lissage permet d'extraire le trend, et comme l'ont fait remarquer Borio et Lowe [2002], les écarts au trend sont de bons prédicteurs de l'instabilité financière. Cependant, le lissage n'est pas une méthode d'estimation adéquate dans le contexte de notre étude de la règle de taux du banquier central. En effet, le lissage revient à estimer à toute date t la valeur de f_t sur la base de tout l'échantillon disponible, c'est-à-dire en utilisant aussi des données postérieures à la date t . Or il faut utiliser une estimation crédible du choc financier par la Banque Centrale au moment où elle fixe son taux directeur. Pour cette raison, le trend ne doit pas être estimé par une technique de lissage, mais par une technique de filtrage, cohérente avec l'idée d'une estimation en temps réel. C'est aussi le principe retenu par Detken et Smets [2004], qui utilisent le filtre de Hodrick-Prescott récursif pour extraire le trend¹¹. Nous employons par la suite une procédure beaucoup plus simple, en utilisant une moyenne mobile unilatérale, le paramètre de filtrage étant défini par la longueur de la moyenne.

L'hypothèse cruciale de ce modèle est celle de variations bornées ou limitées de la fonction f_t , qui permet l'estimation fonctionnelle de f_t sans avoir à faire d'autres hypothèses. Une telle hypothèse exclut la possibilité d'un choc sur le versement des dividendes. La valeur fondamentale ne peut pas faire de « saut ». Cette hypothèse n'exclut pas la possibilité que les prix puissent faire des sauts, mais ils sont alors dus à des chocs qui ont une origine autre que fondamentale. Tout choc important est alors classé comme non fondamental, la Banque

¹⁰ La dérivée de f par rapport à t dépend de la dérivée de g par rapport à t . Si la seconde est bornée (la fonction g est lisse), la première l'est aussi.

¹¹ Généralement, le filtre de Hodrick-Prescott est utilisé pour faire du lissage (on l'applique une seule fois sur tout l'échantillon). Mais on peut aussi l'utiliser récursivement pour faire du filtrage : on l'applique alors sur des échantillons de taille croissante, en ajoutant une donnée à chaque étape supplémentaire.

Centrale étant susceptible d'y réagir. D'un point de vue pragmatique, cette hypothèse paraît être acceptable, tant l'analyse historique semble montrer que les Banques Centrales ne peuvent pas rester indifférentes à un choc déstabilisateur, qu'il soit fondamental ou pas. Par exemple, la Réserve Fédérale américaine a injecté des liquidités sur les marchés pour amortir la chute des prix consécutive aux attentats du 11 septembre 2001, et éviter ainsi une crise de système. Cette intervention, dictée par le bon sens, ne doit rien à la nature du choc. Qu'on le juge fondamental ou non, il était nécessaire d'agir.

Par ailleurs, l'hypothèse de variations limitées de la valeur fondamentale semble confirmée par les travaux de Shiller (Shiller R.J. [1981a, 1981b]). Ce dernier, et de nombreux auteurs à sa suite, ont attesté de la faible volatilité des dividendes. Or la valeur fondamentale est liée aux dividendes. Si ceux-ci sont peu volatils, leur taux de croissance anticipé et la valeur fondamentale doivent l'être aussi.

Dans la pratique, le modèle précédent doit être amendé pour tenir compte de la saisonnalité présente dans la série $\ln(P_t / D_t)$. En effet, les dividendes sont soumis à une forte saisonnalité, la moitié au moins du montant annuel étant versé au deuxième trimestre. Pour tenir compte de la saisonnalité, on pose l'existence d'un terme de saisonnalité qui doit être pris en compte dans les anticipations de la Banque Centrale : $E_t(D_{t+s}) = (1 + g_t)^s D_t S_t$, où S_t représente un coefficient connu de la Banque Centrale. Le modèle finalement pris en compte est le suivant :

$$\ln(P_t / D_t) = f_t + s_t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

où $s_t = \ln S_t$ représente la correction à apporter pour désaisonnaliser la série. La série désaisonnalisée (par la méthode X-11-ARIMA de Dagum (1980, 1982)) est alors :

$$z_t = \ln(P_t / D_t) - s_t = f_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Une fois la série désaisonnalisée, il reste à la filtrer pour extraire les chocs. Un filtre très simple consiste à estimer f_t par une moyenne mobile unilatérale: $\hat{f}_t = \frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} z_{t+k-j}$. On en tire

l'estimateur du choc : $\hat{\varepsilon}_t = z_t - \hat{f}_t$.

Le paramètre k joue le rôle de constante de lissage, et constitue une mesure décroissante du degré de conservatisme du banquier central. Plus k est petit, et plus la série estimée \hat{f}_t est proche de la série d'origine z_t . A la limite, pour $k = 1$, la formule de la moyenne mobile livre l'équation simplifiée : $\hat{f}_t = z_t$. Dans ce cas, il n'y a pas de filtrage et la valeur observée est aussi la valeur filtrée. On en tire $\hat{\varepsilon}_t = 0 \forall t$. Le banquier central est si conservateur qu'il s'interdit toute réaction à des variations de prix d'actifs, celles-ci étant toujours de son point de vue causées par la variation des fondamentaux. Dans ce cas-là, comme les chocs sont toujours nuls, la composante $\delta \hat{\varepsilon}_t$ vaut zéro et disparaît de la règle de taux. La Banque Centrale repousse toute possibilité d'activisme financier. Cela ne signifie d'ailleurs pas qu'elle n'est pas activiste, car le paramètre δ ne peut être identifié. Cela signifie simplement qu'il n'y a aucun élément financier auquel elle peut réagir. Au contraire, plus k est grand, et plus la série des chocs estimés est variable. A la limite, si $k \rightarrow \infty$, $\hat{f}_t \rightarrow E(z_t)$. La valeur filtrée est une constante, et toutes les variations de prix sont imputées à des chocs non fondamentaux $\hat{\varepsilon}_t$. C'est implicitement l'hypothèse faite par de nombreux auteurs. Dans cette situation, le banquier central ne croît pas du tout en l'hypothèse d'efficacité. Dépourvu de tout conservatisme, il réagit à toute variation de prix. Cela ne signifie pas que le paramètre δ de sa règle de taux est plus important, mais que les chocs $\hat{\varepsilon}_t$ sont plus élevés (en valeur absolue).

Entre ces deux situations extrêmes, il existe tout un spectre de possibilités décrit par l'ensemble des valeurs possibles de k . Dans l'approche que nous proposons, la valeur de k est identifiée pour permettre ensuite l'estimation de la règle de taux. Elle est identifiée à l'aide d'une procédure numérique, qui permet de juger a posteriori du degré de conservatisme du banquier central. Ce paramètre peut être mesuré comme le rapport de la variabilité de la série filtrée sur la variabilité de la série d'origine. Si l'on note $\hat{V}(\cdot)$ la variance empirique, le rapport $\hat{V}(\hat{f}_t)/\hat{V}(z_t)$ varie entre 0 et 1, et est d'autant plus grand que le banquier central est conservateur (k est petit). Il vaut 0 lorsque le banquier central s'affranchit de tout conservatisme ($k \rightarrow \infty$), et vaut 1 lorsqu'il est au contraire parfaitement conservateur ($k = 1$).

L'identification de k repose sur la procédure suivante : pour chaque valeur de k , une série de chocs $\hat{\varepsilon}_t(k)$ est construite et la règle de taux (2) est estimée. La valeur de k identifiée est celle correspondant au meilleur ajustement (possédant le R^2 maximal). En pratique, le nombre de valeurs possibles de k est restreint. En effet, pour estimer le modèle financier (8) ou (9), nous avons utilisé des données (trimestrielles) couvrant la période du premier trimestre 1992 au dernier trimestre 2009. Mais pour estimer ensuite la règle de taux, l'échantillon est plus court, la BCE n'ayant été créée que récemment. L'échantillon commence ainsi au premier trimestre 1999 et se termine au troisième trimestre 2009. Si la valeur de k est trop grande, on perd des observations lors de l'estimation de la règle de taux, car le choc n'est alors estimé qu'à partir d'une certaine période qui est postérieure au premier trimestre 1999. Pour cette raison, nous avons considéré les valeurs de k allant de 1 à 25.

Cette méthodologie permet de décrire conjointement l'activisme (δ) et le conservatisme (k) dont fait preuve le banquier central. Il est possible d'enrichir cette description en tenant compte d'un troisième paramètre comportemental, l'attentisme. Un banquier central activiste est dit attentiste s'il ne modifie pas sa règle de taux lorsqu'il a pourtant identifié un choc financier. Pour quelle raison pourrait-il ne pas réagir dans ces conditions ? L'espoir que les marchés puissent spontanément s'autoréguler et corriger le choc l'amène à attendre cette réponse. Cet attentisme peut être opposé à une attitude au contraire préemptive, qui consiste à agir dès l'identification d'un écart de prix, dans la crainte de voir le différentiel enfler et prendre la forme d'une bulle dont l'éclatement pourrait avoir des répercussions économiques graves. L'optimalité d'une réponse préemptive dépend de la probabilité de développement d'une bulle et de l'estimation des coûts associés à cette action préemptive (Bordo M. et Jeanne O. [2002]). Plus la probabilité de développement d'une bulle est importante, et plus le banquier central se doit d'adopter des mesures préemptives quand il détecte des écarts de prix.

L'attentisme n'est une stratégie rationnelle que si le banquier central est persuadé que les marchés financiers sont efficaces à moyen terme (et non pas seulement à long terme). L'écart de prix peut dans ces conditions difficilement atteindre un niveau excessif, et le banquier central peut croire en la capacité d'autocorrection du marché à moyen terme. La probabilité de développement d'une bulle est faible. Les erreurs d'évaluation des marchés financiers ont peu de chance d'entraîner l'économie toute entière sur un sentier de croissance instable, et il ne semble pas nécessaire d'intervenir ordinairement en cas de choc financier. Le banquier central n'intervient que lorsque le choc a pris une ampleur cumulée telle qu'il serait dangereux de laisser le processus se poursuivre. Même si le banquier central croit en l'efficacité des marchés à moyen terme, il peut être confronté à des situations où il ne peut plus nier la nécessité d'une intervention, lorsque la bulle a dépassé un seuil d'alerte.

Si l'on note q_s ce seuil d'alerte ou d'intervention, la règle de taux (2) doit être réécrite de la façon suivante pour tenir compte d'un éventuel attentisme :

$$i_t = \mu + \rho i_{t-1} + \alpha x_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \delta u_t + \eta_t \quad (10)$$

La variable u_t est définie de la façon suivante :

$$\begin{cases} u_t = 0 & \text{si } \hat{\varepsilon}_t \leq q_s \\ u_t = \hat{\varepsilon}_t & \text{si } \hat{\varepsilon}_t > q_s \end{cases} \quad (11)$$

Le choc n'est pris en compte dans la règle de taux que s'il est suffisamment important.

La règle de taux (10) peut être estimée pour différentes valeurs de q_s , laissant observer laquelle est finalement la plus favorable (selon le critère du R^2 maximal). A des fins de comparaison, nous avons retenu trois valeurs de q_s : $q_s = 0$ (absence de tout attentisme), q_s égal au troisième quartile de la série $\hat{\varepsilon}_t$, et q_s égal au neuvième décile. Une valeur seuil élevée est bien sûr représentative d'un attentisme important.

S'il est théoriquement simple de différencier les notions de conservatisme et d'attentisme, il est plus difficile dans la pratique de bien séparer ce qui relève de l'une ou de l'autre. Dans un cadre d'analyse de la politique monétaire en situation d'incertitude, Haugh (2008) écrit que s'il est difficile d'identifier de petits écarts de prix, il est relativement plus facile d'identifier de grands différentiels. Il conclut que la Banque Centrale peut ainsi définir une valeur seuil pour juger du caractère fondamental ou non des variations de prix. Il recommande à cet effet l'emploi d'un seuil de trois écarts types. Dans son analyse, le conservatisme se caractérise par l'adoption d'une valeur seuil, et ne se différencie pas d'une attitude attentiste. Effectivement, une politique attentiste peut aussi servir les intérêts d'une politique conservatrice. Plus un banquier central est attentiste, moins il a besoin d'être conservateur. S'il n'accepte de modifier sa règle de taux que lorsque la bulle a dépassé un seuil d'alerte très élevé, son degré de conservatisme n'a plus que peu d'importance, car l'estimation d'un très gros choc sera assez peu sensible au choix du paramètre de lissage, et sera perçu comme non fondamental indépendamment de la valeur de k . Plus un banquier central est attentiste, et plus son degré de conservatisme sera difficile à identifier.

Négliger l'un de ces deux paramètres a pour conséquence de renvoyer une image biaisée de l'autre. Par exemple, si l'on néglige de tenir compte de l'attentisme du banquier central quand celui-ci l'est effectivement, le degré de conservatisme risque d'être surestimé, faisant passer le banquier central pour plus conservateur qu'il ne l'est en réalité. Dans ce cas de figure, comme le banquier central est réellement attentiste, il ne réagit qu'à des chocs élevés. Si on estime une règle du type (2) alors qu'il faudrait utiliser une règle du type (10), on court le risque d'identifier une valeur de k trop petite. A cette valeur de k trop petite, correspond une série de chocs moins volatile, dont les termes les plus faibles deviennent négligeables, et n'exercent plus aucune influence dans l'équation (2). De la sorte, on retrouve un modèle de type (2) relativement proche du vrai modèle de type (10).

Identifier, estimer ces paramètres comportementaux semble enrichir la description du banquier central, permettant de comprendre des agissements (ou un immobilisme) qui sinon pourraient paraître incohérents. Une analyse théorique du comportement rationnel du banquier central qui justifierait ces notions de conservatisme et d'attentisme serait certainement appréciable, mais dépasse les ambitions de cet article, à portée essentiellement empirique. Le banquier central européen modifie-t-il sa règle de taux en réponse aux variations de prix des actifs financiers ? Se montre-t-il conservateur, attentiste ? C'est à ces questions que nous répondrons dans la section suivante.

III. – Analyse empirique

Activisme financier et conservatisme du banquier central européen

Les variables x_t , π_t et $\hat{\varepsilon}_t$ sont observables par le banquier central avant qu'il ne prenne sa décision de taux. En conséquence, les régresseurs apparaissant dans les équations (1), (2) ou (10) sont exogènes et les règles de taux peuvent être estimées par les MCO.

Le taux i_t utilisé est le principal taux de refinancement de la Banque Centrale observé à la fin d'un trimestre civil (on observe la valeur du taux directeur au 31 mars, au 30 juin, au 30 septembre et au 31 décembre). π_t désigne le taux d'inflation en glissement annuel, c'est-à-dire le taux de croissance d'un indice de prix par rapport au même trimestre de l'année précédente (indice des prix à la consommation harmonisée, données Eurostat). La BCE se donne par ailleurs un objectif de taux de croissance y^* de la zone euro, le taux effectif étant noté y_t (le taux de croissance est calculé à partir d'un indice de volume de PIB fourni par Eurostat). Cette approche, qui définit $x_t = y_t - y^*$, diffère en pratique assez peu de celles qui appliquent des filtres (filtre linéaire ou filtre HP) pour estimer l'*output gap*. L'estimation par l'une ou l'autre de ces méthodes ne change pas la qualité globale de la règle de régression, mais produit un arbitrage entre les paramètres ρ et β (le filtre linéaire, et surtout le filtre de Hodrick-Prescott, produisent des estimations de ρ plus petites et des estimations de β plus grandes). L'intérêt de régresser sur des taux de croissance est par ailleurs de fournir un cadre d'estimation statistique compatible avec l'analyse en temps réel du banquier central. Les données d'*output gap* construites après application d'un filtre linéaire ou d'un filtre HP font souvent l'objet de fortes révisions, même après plusieurs trimestres ou plusieurs années, et sont difficilement utilisables en temps réel. Ne pas tenir compte du bruit présent dans les données d'*output gap* peut conduire le banquier central à adopter une règle inefficace, voire à augmenter plutôt que réduire l'instabilité économique (Orphanides A. [2003]). Les données de taux de croissance ont l'avantage d'être beaucoup plus fiables à cet égard.

Les diverses règles peuvent alors être réécrites :

$$i_t = \bar{\mu} + \rho i_{t-1} + \alpha y_t + \beta \pi_t + \eta_t, \quad (12)$$

$$i_t = \bar{\mu} + \rho i_{t-1} + \alpha y_t + \beta \pi_t + \delta \hat{\varepsilon}_t + \eta_t, \quad (13)$$

$$i_t = \bar{\mu} + \rho i_{t-1} + \alpha y_t + \beta \pi_t + \delta u_t + \eta_t, \quad (14)$$

où $\bar{\mu} = \mu - \alpha y^* - \beta \pi^*$. Tous les taux (d'intérêt, d'inflation et de croissance) sont exprimés en base annuelle.

Nous avons utilisé l'indice *Dow Jones Euro Stoxx Total Market Index* pour mesurer le prix des actifs financiers et le dividende associé¹². Cet indice couvre approximativement 95% du flottant de la capitalisation européenne. Cet indice est calculé quotidiennement, mais nous considérons ses valeurs à la même fréquence que les données macroéconomiques, c'est-à-dire le dernier jour de chaque trimestre civil. Ces séries financières sont observées du premier trimestre 1992 au dernier trimestre 2009.

Avant de procéder à l'analyse économétrique, nous présentons ci-après un graphique (figure 1) qui nous semble riche d'enseignements sur le lien possible entre prix des actifs et politique monétaire. Ce graphe présente l'évolution du taux directeur i_t et de la série z_t sur la période du dernier trimestre¹³ 1998 au dernier trimestre 2009. Si la Banque Centrale Européenne tient compte du prix des actifs financiers, les deux séries doivent être procycliques, le taux étant augmenté en cas de hausse trop forte de z_t , et au contraire diminué en cas de baisse de z_t .

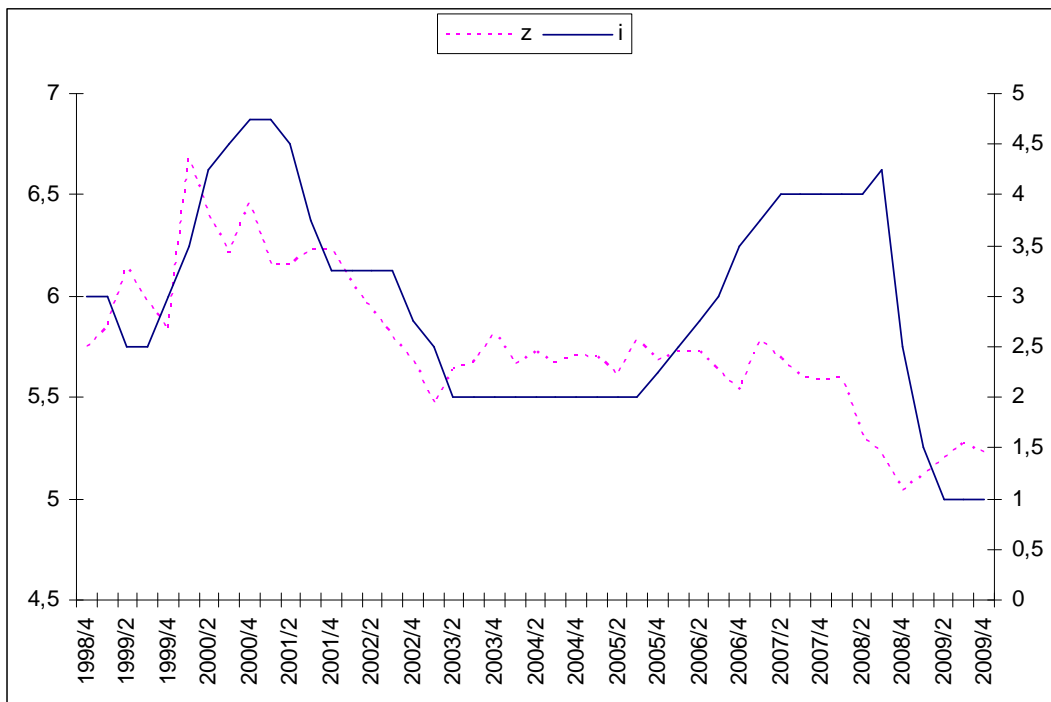
La lecture de tout graphique comporte toujours une certaine part de subjectivité, mais il semble patent que les deux séries sont clairement procycliques. Il existe un lien positif entre les deux variables, qui atteste du principe que le taux directeur ne serait pas fixé indépendamment de l'évolution du prix des actifs financiers. La série z_t est fortement corrélée avec la série de taux (le coefficient de corrélation linéaire vaut 0,51). C'est moins

¹² Deux indices sont utilisés : un indice de prix et un indice avec réinvestissement du dividende, ce qui permet d'extraire l'indice de dividende.

¹³ Nous avons posé que la valeur du taux directeur au 31 décembre 1998 était celle du 1^{er} janvier 1999.

évident à observer, mais il semble aussi que le cycle du prix précède légèrement celui du taux. Cette dernière observation demande à être confirmée, mais il n'est pas impossible que le banquier central réagisse après un certain délai. Ce peut être le temps d'une prise de conscience du développement d'une bulle, mais ce peut être aussi un délai volontaire requis pour attirer l'attention du marché sur la politique monétaire et pour ainsi « accrocher » les anticipations du marché.

FIGURE 1
L'évolution du taux directeur et du prix des actifs financiers



Avant d'estimer la règle de taux prenant en compte le prix des actifs financiers, nous procédons d'abord à l'estimation de la règle de taux standard (12). L'équation (12) peut être vue comme un cas particulier de l'équation (13), avec $k = 1$, puisqu'alors toutes les variations de prix sont jugées fondamentales et $\hat{\epsilon}_t = 0 \forall t$. L'estimation de la règle de taux standard sur données européennes donne les résultats suivants (statistiques de Student entre parenthèses) :

$$i_t = -0,342 + 0,941i_{t-1} + 0,125y_t + 0,135\pi_t + \hat{\eta}_t, R^2 = 0,9369 \quad (15)$$

(-2,31)
(18,79)
(8,17)
(2,18)

Tous les paramètres sont significatifs. On observe que l'inertie est importante, et que la Banque Centrale Européenne réagit par une hausse du taux en cas d'une trop forte croissance de la production ou d'une inflation excessive. La réponse de la Banque Centrale est d'ailleurs assez forte lorsqu'on tient compte de l'inertie (le principe de Taylor est respecté), la règle estimée (15) pouvant se réécrire :

$$i_t = 0,941i_{t-1} + (1 - 0,941)[-5,797 + 2,119y_t + 2,288\pi_t] + \hat{\eta}_t \quad (16)$$

Dans une seconde étape, nous introduisons le prix des actifs financiers dans la règle de taux. Nous estimons une règle de type (13), après identification de la meilleure valeur de k . Les comportements d'activisme financier et de conservatisme sont alors analysés, l'attentisme éventuel du banquier central étant pour l'instant laissé de côté.

La valeur maximale du R^2 (pour k variant de 1 à 25) est atteinte pour $k = 8$. La règle de taux de type (13), estimée pour $k = 8$, vaut :

$$i_t = -0,315 + 0,935i_{t-1} + 0,112y_t + 0,148\pi_t + 0,275\hat{\epsilon}_t + \hat{\eta}_t, R^2 = 0,9388 \quad (17)$$

(-2,11)
(18,60)
(5,85)
(2,35)
(1,09)

Le terme supplémentaire introduit dans la règle de taux n'est pas significatif : la BCE ne réagit pas à l'écart de prix $\hat{\epsilon}_t$. Compte tenu de l'observation faite à propos de la figure 1, nous incorporons ensuite l'écart de prix retardé dans la règle de taux de type (13) (en plus de l'écart contemporain), et nous relançons la procédure d'identification de k.

La valeur de k identifiée est légèrement différente de la précédente, puisqu'on identifie $k = 7$. Pour cette valeur de k, la règle de taux estimée est :

$$i_t = -0,214 + 0,916i_{t-1} + 0,099y_t + 0,144\pi_t + 0,037\hat{\epsilon}_t + 0,592\hat{\epsilon}_{t-1} + \hat{\eta}_t, R^2 = 0,9458 \quad (18)$$

(-1,42)
(18,81)
(5,14)
(2,39)
(1,09)
(2,25)

La BCE ne réagit pas à l'écart de prix observé à la fin du trimestre, mais elle réagit par contre à celui observé à la fin du trimestre précédent. Le coefficient positif indique qu'en cas de valorisation excessive (insuffisante) des actifs financiers, elle augmente (baisse) son taux directeur. La valeur du coefficient de $\hat{\epsilon}_{t-1}$ ne peut être comparée directement aux autres paramètres estimés, leurs magnitudes étant différentes. La connaissance de $\hat{\delta}$ ne nous renseigne pas directement sur le degré d'activisme du banquier central, sinon pour dire qu'il est significatif (statistiquement). La composante $0,592\hat{\epsilon}_{t-1}$ de la règle de taux apporte-t-elle une réelle explication économique ? La faible augmentation du R^2 de l'équation (18) par rapport à celui de l'équation (17) laisse augurer que l'écart de prix n'apporte qu'une explication marginale assez faible. Ce résultat indique que la composante financière est faiblement explicative en moyenne. Cela n'est pas très étonnant dans la mesure où la plupart du temps le prix des actifs financiers ne s'écarte pas trop de sa valeur fondamentale. Le différentiel est alors assez faible, et n'influence qu'assez peu la règle de taux. Il suffit pour s'en rendre compte de faire un petit calcul. Pour que la BCE fasse varier son taux directeur d'au moins un quart de point (de 0,25) en raison de l'écart de prix, il faut que $0,592|\hat{\epsilon}_{t-1}| \geq 0,25$, soit $|\hat{\epsilon}_{t-1}| \geq 0,422$. Or l'examen de notre chronique d'écarts de prix montre que cela n'est arrivé que deux fois depuis la naissance de la BCE : aux seconds trimestres des années 2000 et 2003. Entre le premier et le second trimestre de l'année 2000, la BCE a augmenté son taux directeur de 0,75 point, ce qui reste la plus forte hausse sur un trimestre enregistrée jusqu'ici. Cette hausse difficile à expliquer par les seules variables macroéconomiques se trouve justifiée compte tenu de la bulle qui caractérisait alors les marchés ($\hat{\epsilon}_{t-1} = 0,664$). A la fin du second trimestre de l'année 2003, la BCE a baissé son taux d'un demi point (par rapport au trimestre précédent). Cette baisse s'explique aussi par l'existence d'une forte sous-évaluation des marchés ($\hat{\epsilon}_{t-1} = -0,446$). Il s'avère que les modifications de taux les plus importantes auxquelles a procédé la BCE ont toujours été associées à des valeurs particulièrement fortes (en valeur absolue) de l'écart de prix. Ce constat nous invite à relativiser le point de vue selon lequel la composante financière ne serait que faiblement explicative. En moyenne et la plupart du temps, il est vrai que cette composante n'apporte pas grand-chose en termes d'explications. Mais cette composante devient particulièrement importante pour expliquer les fortes variations de taux, associées aux épisodes financiers les plus tumultueux.

Ayant attesté de l'activisme financier du banquier central européen, il reste à mesurer son degré de conservatisme. Nous avons identifié pour le paramètre de filtrage la valeur $k = 7$, ce qui correspond à $\hat{V}(f_t) / \hat{V}(z_t) = 0,68$ (estimé sur la période 1992-2009). Ce coefficient indique que 68% des variations de prix sont jugées fondamentales. Au regard de ce chiffre, il semble que le banquier central soit assez conservateur. Ce chiffre confirme par ailleurs le fondement de notre analyse, à savoir que même en tenant compte des dividendes, toutes les

variations de prix ne sont pas prises en compte dans la règle de taux. Seulement un tiers des variations de prix peuvent être jugées anormales. La règle de taux estimée (18) nous présente un banquier central européen qui prend en compte les actifs financiers, surtout en cas de forts écarts de prix, et qui apparaît assez conservateur.

L'activisme financier décrit par l'équation estimée (18) n'a évidemment de sens que si les décisions de taux d'intérêt ont un impact sur la trajectoire ultérieure de l'écart de prix. Si le banquier central augmente son taux directeur en cas de bulle, c'est évidemment pour la réduire. Pour cela, l'écart de prix doit dépendre négativement du taux directeur passé. Pour le vérifier, nous avons régressé l'écart de prix sur le taux passé, et sur les écarts de prix passés (pour tenir compte de la persistance de la bulle) :

$$\hat{\epsilon}_t = 0,228 - 0,079i_{t-1} + 0,428\hat{\epsilon}_{t-1} + 0,042\hat{\epsilon}_{t-2} + 0,388\hat{\epsilon}_{t-3} + \hat{v}_t, R^2 = 0,44 \quad (19)$$

(2,55) (-2,81) (2,94) (0,26) (2,40)

L'écart de prix possède une certaine persistance (les termes retardés d'ordre 1 et 3 sont significatifs) comme on pouvait s'y attendre. Par ailleurs, la politique monétaire influence sa trajectoire. En modifiant son taux directeur, le banquier central européen modifie la dynamique du prix des actifs financiers, et peut la ramener vers son sentier de croissance fondamental. Cet effet est significatif d'un point de vue statistique, mais qu'en est-il d'un point de vue opérationnel ? Une hausse d'un quart de point du taux d'intérêt permet de réduire l'écart de prix de 0,019 sur le trimestre suivant, ce qui constitue une baisse assez faible¹⁴. Bien sûr, compte tenu de l'autocorrélation positive de la bulle, cette baisse enclenchée plus tôt se poursuivra les semestres suivants, mais à un rythme dégressif. Au total, une hausse de 0,25 point de taux va permettre une baisse de l'écart de prix d'environ 0,034. Or rappelons qu'au plus fort de la surévaluation l'écart de prix est monté en 2000 à 0,66. Pour faire dégonfler une telle bulle, une hausse de plusieurs points est nécessaire. Cela n'est pas impossible mais crée clairement une contradiction entre l'objectif de stabilisation financière et celui de la stabilisation macroéconomique. La politique monétaire peut influencer sur l'évaluation financière, mais à condition de s'en donner les moyens, surtout lorsque la bulle atteint des sommets. A l'inverse, pour soutenir les marchés en cas de très forte chute des prix, une baisse de plusieurs point du taux directeur peut être requise, ce que le plancher zéro peut interdire ou fortement limiter. Des variations de deux points du taux d'intérêt peuvent cependant corriger les écarts de prix de la plupart des bulles observées cette dernière décennie, si l'on écarte la bulle de 2000 qui aurait demandé une hausse encore plus forte du taux d'après ces résultats¹⁵.

La règle de taux estimée (18) néglige cependant l'éventualité d'un certain attentisme du banquier central, que nous réintroduisons dès à présent dans l'analyse empirique de sa fonction de réaction.

Conservatisme et attentisme du banquier central

Une règle de taux du type (14) prend en compte un possible attentisme du banquier central. Nous avons retenu trois valeurs pour le seuil q_s . La valeur $q_s = 0$ correspond à l'absence de seuil d'intervention et désigne la règle de taux estimée précédemment en l'absence de tout attentisme. Nous avons aussi retenu q_s égal au troisième quartile de la série $\hat{\epsilon}_t$, et q_s égal à son neuvième décile. De ces trois valeurs seuils, la meilleure règle estimée (en terme de R^2 maximal) est toujours (que l'on introduise ou pas l'écart de prix retardé dans la règle de taux) celle tirée d'un seuil d'intervention égal au neuvième décile de la série de l'écart de prix. La

¹⁴ Par « baisse » de 0,019, nous entendons que l'écart de prix serait plus petit de 0,019 par rapport à la situation où le taux serait inchangé. Cela ne signifie pas que le taux va effectivement baisser de 0,019, compte tenu de la persistance de l'écart de prix qui limite l'infléchissement de la trajectoire des prix.

¹⁵ Le taux directeur de la BCE était alors monté de 3% à 4,75% en un an, ce qui d'après l'équation (19) aurait fait baisser la bulle d'environ 0,25 (par rapport à un niveau de 0,66 au premier trimestre).

règle de taux s'ajuste mieux aux données si l'on pose l'existence d'un seuil d'intervention élevé. Il nous apparaît alors un banquier central européen particulièrement attentiste, ce qui amène à revoir la question de l'analyse de son degré de conservatisme.

A cet effet, nous relançons la procédure d'identification de la valeur de k , choisie en fonction du R^2 maximal, la série de chocs utilisée étant la série u_t définie à l'aide du neuvième décile de $\hat{\varepsilon}_t$. On identifie la valeur optimale : $k = 16$. Pour cette valeur de k , la règle de taux estimée est la suivante :

$$i_t = -0,311 + 0,934i_{t-1} + 0,105y_t + 0,148\pi_t + 0,619u_t + \hat{\eta}_t, R^2 = 0,9491 \quad (20)$$

(-2,31)
(20,49)
(6,76)
(2,60)
(3,02)

Tous les paramètres estimés sont significatifs, même le coefficient de l'écart de prix. Si on compare les équations estimées (17) et (20), on observe une grande stabilité des termes présents dans la règle de taux standard. Cependant, avoir introduit un seuil d'intervention rend significatif le terme financier dans l'équation (20), alors qu'il ne l'était pas dans l'équation (17). Le coefficient du terme financier est plus important dans l'équation (20), mais on ne peut comparer à cet égard les équations (17) et (20) car les séries $\hat{\varepsilon}_t$ ne sont pas les mêmes (puisque la valeur de k diffère dans les deux régressions). Ce résultat atteste seulement que tenir compte de l'attentisme du banquier central améliore la compréhension de la règle de taux. Ce résultat permet par ailleurs de confirmer que si l'on tient compte d'un éventuel attentisme, le banquier central semble moins conservateur (le paramètre k passant de 8 à 16).

Dans une seconde étape, nous avons ajouté à l'écart de prix contemporain sa valeur retardée dans la règle de taux estimée. La valeur optimale de k devient plus difficile à identifier, le maximum du R^2 est atteint en trois valeurs différentes de k . Pour $k = 21, 24$ ou 25 , le R^2 est maximal et vaut $0,9524$. Pour ces trois valeurs de k , les séries de chocs $\hat{\varepsilon}_t$ sont en fait très similaires et les règles de taux estimées donnent les mêmes coefficients à quelques millièmes ou dix millièmes près¹⁶. Nous donnons ci-dessous les résultats d'estimation pour $k = 21$:

$$i_t = -0,192 + 0,888i_{t-1} + 0,091y_t + 0,157\pi_t + 0,546u_t + 0,364u_{t-1} + \hat{\eta}_t, R^2 = 0,9524 \quad (21)$$

(-1,35)
(18,29)
(5,40)
(2,81)
(2,91)
(1,85)

Le terme retardé est plus faiblement significatif, indiquant que la prise en compte de l'attentisme permet de rendre compte d'une réactivité plus rapide du banquier central. Lorsque l'écart de prix a dépassé la valeur seuil, le banquier central agit sans délai, et poursuit de façon atténuée son action au trimestre suivant.

Cet attentisme est associé à une valeur de k plus élevée. La valeur $k = 21$ correspond à un ratio $\hat{V}(\hat{f}_t) / \hat{V}(z_t) = 0,33$, ce qui indique qu'un tiers seulement des variations de prix est attribué à des facteurs fondamentaux. Les deux tiers restants des variations de prix correspondraient à un excès de volatilité. Ce chiffre semble indiquer un banquier central attentiste, mais faiblement conservateur. Comme nous l'avons cependant déjà souligné, ce dernier point s'explique par un seuil d'intervention élevé qui rend moins nécessaire l'exercice d'un certain conservatisme.

Le banquier central européen paraît très attentiste, assez peu conservateur, mais qu'en est-il de son degré d'activisme ? La règle de taux estimée (21) révèle un activisme financier significatif sur un plan statistique, mais l'est-il aussi sur un plan économique ? D'abord, on peut refaire la même remarque que celle que nous avons faite dans la section précédente : la faible hausse du R^2 par rapport à la règle standard qui néglige l'activisme financier révèle que le prix des actifs financiers est faiblement explicatif en moyenne. On pouvait s'y attendre,

¹⁶ Au-delà de $k = 20$, le lissage de la série est assez important, et un accroissement de la valeur de k n'exerce guère d'effet sensible sur la série lissée. Il en résulte que si la valeur de k est assez importante, il devient difficile de l'identifier précisément, puisque toutes les grandes valeurs de k donnent des résultats à peu près équivalents.

dans la mesure où le terme u_t est nul neuf fois sur dix par construction. L'écart de prix n'est pris en compte que lorsqu'il dépasse le seuil d'intervention. L'influence de l'écart de prix en moyenne n'a alors que peu de sens. Il est par contre beaucoup plus intéressant d'observer l'explication de cette composante dans la règle de taux lorsqu'elle y apparaît effectivement.

Le tableau 1 récapitule les changements de taux directeur pendant les périodes de turbulences financières au voisinage des cinq valeurs non nulles de u_t observées depuis la naissance de la BCE.

TABLEAU 1
Valeurs du taux directeur et écarts de prix lors de 3 épisodes de turbulences

| Trimestre | i_t | u_t | u_{t-1} |
|-----------|-------|-------|-----------|
| 1999/4 | 3,00 | 0 | 0 |
| 2000/1 | 3,50 | 0,88 | 0 |
| 2000/2 | 4,25 | 0,56 | 0,88 |
| 2000/3 | 4,50 | 0 | 0,56 |
| 2000/4 | 4,75 | 0,53 | 0 |
| 2001/1 | 4,75 | 0 | 0,53 |
| 2002/4 | 2,75 | 0 | 0 |
| 2003/1 | 2,50 | -0,57 | 0 |
| 2003/2 | 2,00 | 0 | -0,57 |
| 2008/3 | 4,25 | 0 | 0 |
| 2008/4 | 2,50 | -0,57 | 0 |
| 2009/1 | 1,50 | 0 | -0,57 |

La Banque Centrale Européenne est née alors que les marchés financiers étaient soumis à une forte bulle. L'écart de prix a ainsi dépassé la valeur seuil aux premier et deuxième trimestres de l'an 2000. A la fin de l'année 1999, le taux directeur de la BCE était de 3%. Au cours deux premiers trimestres de l'année 2000, marqué par un très fort écart de prix, la BCE a progressivement monté son taux directeur jusqu'à 4,25%. Au troisième trimestre, l'écart de prix est repassé sous la barre du neuvième décile, mais la présence du terme retardé dans la règle de taux fait que le banquier central monte encore son taux d'intérêt (à 4,50%). Au quatrième trimestre, l'écart de prix repasse au dessus de la valeur seuil, et le taux directeur est encore augmenté. Il est stabilisé au trimestre suivant.

En 2003, les marchés financiers européens connaissent un nouvel épisode de déconnexion des prix aux fondamentaux. Cette fois-ci, le choc financier est négatif. Du dernier trimestre 2002 au second trimestre 2003, le taux directeur est baissé, passant d'abord de 2,75% à 2,50%, puis à 2%.

Plus récemment, la crise des *subprimes* a conduit à une nouvelle débâcle des marchés financiers, caractérisée par une forte déprime au dernier trimestre 2008, la valeur seuil ayant été dépassée (à nouveau par le bas). La BCE enregistre alors sa plus forte modification de taux à la baisse depuis sa naissance, celui-ci étant ramené de 4,25 à 2,50% en un trimestre, pour être encore baissé à 1,50% le trimestre suivant.

Cet examen historique du comportement du banquier central européen à la lumière du choc financier u_t montre bien l'importance de ce terme dans la règle de taux. Aux épisodes de turbulences financières détectés et mesurés selon notre méthodologie, sont associées d'importantes variations du taux directeur, que les variables macroéconomiques présentes dans la règle de taux standard ne peuvent expliquer. Bien sûr, cette explication financière n'est pas parfaite, comme en témoigne la comparaison des deux épisodes de sous-évaluation survenus en 2003 et 2008. Alors que la sous-évaluation paraît de même valeur pendant les deux épisodes, la réponse de la BCE est beaucoup plus forte lors de la seconde crise. Cette

différence s'explique sans doute par le fait que la règle de taux de la BCE n'incorpore sans doute pas que les actifs financiers, et que la prise en compte des actifs immobiliers permettrait peut-être de comprendre la différence de traitement des deux crises (d'importances inégales) par la BCE. De surcroît, l'estimation de l'écart de prix repose certainement aussi sur un travail d'expertise qualitatif dont la procédure de filtrage ne peut rendre compte parfaitement. Il est probable que la seconde crise a été jugée beaucoup plus grave que la première, d'où la réponse plus forte. En dépit de cette limitation, il ressort que la composante financière constitue un élément explicatif important de la règle de taux du banquier central européen.

En retour, le taux directeur a-t-il une influence déterminante sur la trajectoire des écarts de prix ? La question se pose dans la mesure où la série de chocs $\hat{\epsilon}_t$ associée à $k = 21$, et utilisée pour estimer l'équation (21), est différente de celle associée à la valeur $k = 7$, utilisée pour estimer l'équation (19). Supposant l'absence de tout attentisme dans le comportement du banquier central, l'équation (19) montre que la politique monétaire influe sur la trajectoire de l'écart de prix. Qu'en est-il à présent de cette influence si l'on prend en compte l'attentisme du banquier central européen ? La régression de l'écart de prix (sous $k = 21$) sur le taux directeur passé et sur les écarts de prix passés donne les résultats suivants :

$$\hat{\epsilon}_t = 0,339 - 0,117 i_{t-1} + 0,505 \hat{\epsilon}_{t-1} + 0,136 \hat{\epsilon}_{t-2} + 0,520 \hat{\epsilon}_{t-3} + \hat{v}_t, R^2 = 0,71 \quad (22)$$

(2,97)
(-3,25)
(3,65)
(0,83)
(3,28)

On observe que la régression est de bien meilleure qualité avec $k = 21$ (équation (22)) qu'avec $k = 7$ (équation (19)). Le R^2 enregistre une hausse importante, passant de 0,44 à 0,71. Les résultats de cette régression confirment le fait que l'écart de prix est persistant, et que la politique monétaire influence la dynamique du prix des actifs financiers. En modifiant son taux directeur, le banquier central européen corrige les écarts de prix. Par exemple, l'écart de prix était égal à -0,57 au dernier trimestre de l'année 2008 (tableau 1). Le banquier central a baissé son taux de 1,75 point en un trimestre. Cette baisse provoque d'après (22) une hausse de 0,20 de l'écart de prix, qui remonte ainsi à -0,37 (ce qui est compatible avec une valeur nulle de u_t). Compte tenu de l'autocorrélation positive, cette baisse du taux provoque encore une hausse de 0,10 de l'écart de prix au trimestre suivant, et encore de 0,10 trois trimestres plus tard. Au total, l'écart de prix est plus élevé de 0,40 grâce à la seule baisse de taux enregistrée au dernier trimestre 2008. La baisse du taux effectuée au premier trimestre de l'année suivante vient ensuite appuyer cet effet.

Conclusion

La politique monétaire doit-elle tenir compte du prix des actifs financiers ? Si l'analyse théorique n'a pas permis de trancher ce débat, l'analyse empirique le permet dans une certaine mesure. Nous venons en effet de montrer que dans les faits la Banque Centrale Européenne réagit aux variations du prix des actifs financiers. Si elle le fait, c'est parce qu'elle y trouve un intérêt dans la poursuite de son objectif de stabilisation de la croissance et de l'inflation.

Pour démontrer ce résultat, nous avons développé une méthodologie où la valeur fondamentale des actifs dépend du versement de dividendes dont la valeur future croît selon un taux susceptible de changer au cours du temps. La valeur fondamentale peut alors être réévaluée si les dividendes ou leur taux de croissance anticipé varient, ou si les coefficients d'actualisation sont modifiés. Un modèle de filtrage sur une série de prix ajustée des dividendes permet de capter la variation de prix non fondamentale, à laquelle une Banque Centrale activiste est supposée réagir. Le paramètre de filtrage est par définition inversement relié au degré de conservatisme du banquier central. Plus il est élevé, et plus la part de la variance non fondamentale est élevée. Une part de plus en plus importante des variations de prix est alors attribuée à des facteurs non fondamentaux.

L'analyse de la règle peut aussi dépendre du caractère attentiste ou au contraire préemptif de la politique monétaire. Le banquier ne réagit-il à un écart de prix que si celui-ci dépasse un certain seuil (comportement attentiste), ou agit-il dès qu'il a détecté la moindre bulle (action préemptive) ?

L'analyse empirique conjointe de l'activisme financier, du conservatisme et de l'attentisme du banquier central, au sein d'une règle qui permet de faire apparaître tous ces paramètres, conduit à formuler la réponse suivante : le banquier central est clairement activiste, répondant aux écarts de prix par une hausse de son taux directeur en cas de surévaluation des actifs financiers et par une baisse en cas de sous-évaluation ; il manifeste un attentisme assez fort, l'ajustement des règles de taux augmentant avec la valeur du seuil d'intervention, caractérisant un banquier central qui semble n'agir que lorsque la croyance d'autocorrection des marchés n'a plus aucune crédibilité ; et il semble finalement assez peu conservateur, le paramètre de filtrage étant assez élevé, mais ce qui finalement a assez peu d'importance puisque le banquier central raisonne avec un seuil d'intervention élevé, qui limite considérablement le risque de juger non fondamentales des variations de prix qui pourtant le seraient.

Prendre en compte l'activisme financier du banquier central européen n'offre pas une forte amélioration de la règle de taux, si l'on raisonne globalement ou en moyenne. En fait, la réponse aux variations du prix des actifs financiers permet surtout de comprendre le comportement du banquier central lors d'épisodes de fortes turbulences financières, lorsque les écarts de prix sont importants. Lors de tels épisodes, les variations du taux directeur reflètent clairement les écarts de prix, et attestent de l'importance que le banquier central donne à l'objectif de stabilisation financière.

Une première extension possible de ce travail serait d'abord d'adopter une règle de taux *forward-looking*, afin d'analyser dans un cadre prospectif l'importance de l'écart de prix comme variable informationnelle et comme variable explicative. Une seconde extension serait d'étendre la mesure des actifs considérés. En plus des actifs financiers, il serait intéressant de considérer les actifs immobiliers, en utilisant une méthodologie similaire, ajustant une série de prix immobiliers par une série de loyers, et en captant les variations non fondamentales grâce à un filtrage.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BANQUE CENTRALE EUROPEENNE [2001], *The Monetary Policy of the ECB*, BCE, Frankfurt.
- BERNANKE B.S. et GERTLER M. [1999], « Monetary Policy and Asset Price Volatility », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 84, n°4, p. 17-52.
- BERNANKE B.S. et GERTLER M. [2001], « Should Central Bankers Respond to Asset Prices? », *American Economic Review Papers and Proceedings*, 91, n°2, mai, p. 253-257.
- BORDO M. et JEANNE M. [2002], « Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy », *NBER Working Paper*, n°8966, mai.
- BORIO C. et LOWE P. [2002], « Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus », *BIS Working Papers*, n°114, Juillet.
- CECCHETTI S. [2003], « What the FOMC Says and Does When the Stock Market Booms », *Working Paper*, Brandeis University, Juillet.
- CECCHETTI S., GENBERG H., LIPSKY J., et WADHWANI S. [2000], « Asset Prices and Central Bank Policy », *Geneva Reports on the World Economy*, n°2, Geneva et CEPR, Londres.
- CECCHETTI S., GENBERG H. et WADHWANI S. [2003], « Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework », in Hunter W., Kaufman G. et Pomerleano M. (eds), *Asset Price Bubbles: the Implication for Monetary, Regulatory, and International Policies*, MIT Press, Cambridge, p. 427-444.
- CHADHA J.S., SARNO L. et VALENTE G. [2004], « Monetary Policy Rules, Asset Prices and Exchange Rates », *IMF Staff Papers*, vol. 51, n°3, 529-552.
- DAGUM E. B. [1980], *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Statistics Canada.
- DAGUM E. B. [1982], « The Effects of Asymmetric Filters on Seasonal Factor Revision », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 77, n°380, décembre, p. 732-738.
- DETKEN C. et SMETS F. [2004], « Asset Price Booms and Monetary Policy », *Working Paper Series, Banque Centrale Européenne*, n° 364, mai.
- DUPOR W. [2001], « Nominal Price versus Asset Price Stabilization », *Working Paper*, University of Pennsylvania.
- DUPOR W. [2005], « Stabilising Non-Fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information », *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n°4, mai, p. 727-747.
- ESTRELLA A. et FUHRER J.C. [2002], « Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models », *American Economic Review*, 92, n°4, septembre, p. 1013-1028.
- ESTRELLA A. et FUHRER J.C. [2003], « Monetary Policy Shifts and the Stability of Monetary Policy Models », *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n°1, février, p. 94-104.
- FUHRER J. [1997], « The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, n°3, août, p. 338-350.
- FUHRER J. et MOORE G. [1992], « Monetary Policy Rules and the Indicator Properties of Asset Prices », *Journal of Monetary Economics*, vol. 29, n°2, avril, p. 303-336.
- FURLANETTO F. [2008], « Does Monetary Policy React to Asset Prices ? Some International Evidence », *Cahiers de Recherches Economiques du Département d'Économétrie et d'Économie politique*, 08.02, Université de Lausanne.
- GALI J. et GERTLER M. [1999], « Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n°2, octobre, p. 195-222.
- GILCHRIST S. et LEAHY J.V. [2002], « Monetary Policy and Asset Prices », *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, n°1, janvier, p. 75-97.
- HAUGH D.L. (2008), « Monetary Policy under Uncertainty about the Nature of Asset-Price Shocks », *International Journal of Central Banking*, vol. 4, n°4, décembre, p. 39-83.
- MATTESINI F. et BECCHETTI L. [2009], « The Stock Market and the Fed », *Applied Financial Economics*, vol. 19, n°2, janvier, p. 99-110.

- MILLER M., WELLER P. et ZHANG L. [2002], « Moral Hazard and the US Stock Market: Analysing the "Greenspan put" », *The Economic Journal*, vol. 112, n°478, mars, p. C171-C186.
- ORPHANIDES A. [2003], « Monetary policy evaluation with noisy information », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n°3, avril, p. 605-631.
- RUDEBUSCH G.D. [2005], « Assessing the Lucas critique in monetary policy models », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, n°2, avril, p. 245-272.
- SHILLER R.J. [1981a], « Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends ? », *American Economic Review*, vol. 71, n°3, juin, p. 421-436.
- SHILLER R.J. [1981b], « The use of volatility measures in assessing market efficiency », *Journal of Finance*, vol. 36, n°2, mai, p. 291-304.
- SIKLOS P.L., WERNER T. et BOHL M.T. [2004], « Asset Prices in Taylor Rules: Specification, Estimation, and Policy Implications for the ECB », *Discussion Paper Series 1: Studies of the Economic Research Centre*, n°22/2004, Deutsche Bank.
- SMETS F. [1997], « Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence », in Lowe P. (ed.), *Monetary Policy and Inflation Targeting*, p. 212-237, Reserve Bank of Australia.
- SOOREEA Rajeev [2007], « Does U.S. Monetary Policy React to Asset Prices ? Implications of Stock Market Bubbles, Volatility and Productivity », *Indian Journal of Economics and Business*, n°1, décembre.
- TAYLOR J.B. [1993], « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, décembre, p. 195-214.