

La BCE en fait-elle trop, ou pas assez ?

Clemente De Lucia

En septembre 2014, la Banque centrale européenne (BCE) réduisait à presque zéro (0,05%) son principal taux de refinancement (*refi*) ; le taux appliqué à la facilité de dépôt, négatif depuis juin, était quant à lui abaissé à -0,20 %. Le président de la BCE, M. Draghi, indiquait alors clairement que les taux directeurs avaient atteint leur plancher. Cependant, la faiblesse persistante de l'activité en zone euro, comme la chute préoccupante des anticipations d'inflation, auraient pu justifier de conditions monétaires encore plus accommodantes.

Le présent article s'attache à dire lesquelles, au moyen d'une règle de Taylor. En fonction de la spécification adoptée (règle de Taylor classique ou fonction de réaction dynamique et prospective), il ressort que les conditions économiques actuelles en zone euro justifieraient de taux directeurs théoriques inférieurs de 70 à 200 points de base (pb) à ceux qui sont aujourd'hui pratiqués et butent sur la limite de zéro. Un tel abaissement devrait entraîner une réduction des taux longs de l'ordre de 40 à 120 pb.

Le programme d'assouplissement quantitatif (QE) de 1.100 milliards d'euros ou 11 points de PIB décidé par la BCE est-il susceptible de produire de tels effets ? Comme l'expérience n'a pas véritablement de précédent en zone euro¹, aucune étude empirique n'existe sur le sujet. Si l'on se fie aux résultats des recherches concernant le « QE » mené par la Réserve fédérale des Etats-Unis (*Fed*), le programme de la BCE produirait un abaissement des taux longs de quelque 40 à 110 pb, soit le résultat suggéré par une mise en conformité avec la règle de Taylor.

Mais ces conclusions, bien qu'encourageantes, doivent être analysées avec une grande prudence. La règle empirique permettant d'estimer les effets de l'assouplissement quantitatif fonctionne aux Etats-Unis, mais il n'est pas dit qu'elle puisse s'appliquer directement à la zone euro. Celle-ci diffère des Etats-Unis par de nombreux aspects, structurels et institutionnels, susceptibles d'altérer l'impact de

l'assouplissement quantitatif sur l'économie. Par ailleurs, le calendrier du programme revêt aussi une importance. Les taux d'intérêt étant aujourd'hui plus bas dans la zone euro qu'ils ne l'étaient aux Etats-Unis quand la *Fed* a lancé son premier programme d'assouplissement quantitatif, les bienfaits d'un tel programme pourraient être moindres. La BCE serait alors contrainte d'en faire plus pour un résultat semblable.

Dans une première partie, nous décrivons la fonction de réaction de la banque centrale sur la base d'une règle de Taylor classique, puis sur la base de règles prospectives plus sophistiquées. Nous évaluons ensuite le taux *refi* théorique compatible avec l'écart négatif au potentiel prévalant dans la zone euro, ainsi que l'absence d'inflation. Nous calculons ensuite l'ampleur de la baisse des taux longs qui résulterait de la mise en conformité du *refi* avec le niveau indiqué par notre fonction de réaction, et tentons enfin d'analyser la capacité du programme d'assouplissement quantitatif de la BCE à produire de tels effets.

Estimation de la fonction de réaction de la BCE

Afin d'évaluer le caractère plus ou moins accommodant de la politique monétaire de la BCE, nous estimons une fonction de réaction fondée sur l'analyse envisagée par John Taylor. Dans la version initiale du concept (Taylor 1993²), le taux directeur de la banque centrale réagit aux déviations de l'inflation par rapport à son objectif et à celles de la production par rapport à son potentiel. Ce potentiel correspond au niveau de production que l'on devrait pouvoir obtenir sans engendrer de tensions inflationnistes. L'écart entre le potentiel de production et la production réelle,

ou écart négatif de production, est un indicateur des pressions sur les prix intérieurs. Si l'inflation se situait au niveau visé par la banque centrale, et l'activité à son potentiel, la banque centrale devrait fixer le taux nominal au niveau neutre pour l'économie. Le taux d'équilibre (sans impact, positif ou négatif, sur la croissance) devrait être égal au taux de croissance tendanciel du PIB, utilisé comme substitut de la rentabilité des capitaux. La règle de Taylor classique est formulée comme suit :

$$(0.1) r_t = \bar{r} + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t - y_t^*)$$

π_t correspondant au taux d'inflation en moyenne annuelle glissante sur quatre trimestres, $y_t - y_t^*$ à l'écart (négatif) de production, \bar{r} au taux d'équilibre réel et π_t^* à l'objectif d'inflation visé par la banque centrale.

L'utilisation de la règle de Taylor dans sa formulation originale appelle plusieurs mises en garde. Il convient notamment de modifier légèrement au moins deux éléments.

Premièrement, la règle de Taylor, dans sa version standard, considère que le taux directeur réagit à des données actuelles et passées. Cependant, la politique monétaire affectant l'économie réelle avec un certain retard, il semblerait préférable d'adopter une fonction de réaction dans laquelle la banque centrale répond aux fluctuations des anticipations d'inflation et d'activité.

Ensuite, dans sa formulation initiale, la règle de Taylor ne prend en compte aucun mécanisme d'ajustement partiel. Elle ne tient notamment pas compte de la tendance des banques centrales à lisser l'évolution des taux d'intérêt. Les justifications traditionnelles du lissage des taux d'intérêt reposent :

- i) sur la crainte de perturber les marchés de capitaux,
- ii) sur la perte de crédibilité liée à des changements de politique monétaire soudains et importants ;
- iii) sur la nécessité de réunir un consensus³.

Enfin, l'affectation d'un poids équivalent (de 50%) à l'objectif d'inflation et au potentiel de production ne constitue peut-être pas le reflet le plus fidèle des préférences de la BCE. Comme le stipule le Traité sur l'Union européenne (article 105), le principal objectif de politique monétaire de la BCE est de

maintenir la stabilité des prix et, sans préjudice à cet objectif, œuvrer pour le développement durable de l'activité et le plein emploi. Contrairement à la Fed, la BCE n'a pas un double mandat et l'on est donc fondé à supposer que toute fonction de réaction décrivant la fixation des taux directeurs de la BCE devrait accorder une pondération plus forte à la variable d'inflation.

Afin de surmonter ces difficultés, nous recourons à l'estimation d'une règle de Taylor dynamique (cf. notamment Clarida et al 2000)⁴, dans laquelle la banque centrale réagit aux anticipations d'inflation et de production. La fonction estimée est la suivante (cf. détails en annexe) :

$$(0.2) r_t = (1 - \rho)[\beta\pi_t^e + \gamma gap_t + \alpha] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

r_t correspondant au taux d'intérêt à court terme, π_t^e aux anticipations d'inflation et gap_t à l'écart de production (en % du PIB potentiel). ε_t désigne enfin le terme d'erreurs, dont la spécification est précisée en annexe. L'équation (0.2) est de nature prospective. La banque centrale prend en effet en compte les anticipations d'inflation, plutôt que le niveau courant d'inflation retenu dans la règle de Taylor classique. Il existe plusieurs mesures des anticipations d'inflation : fournies par les marchés financiers, les enquêtes de conjoncture et les prévisionnistes professionnels, qui s'étendent sur différents horizons (de 1 à 5 ans). Puisque les modèles standards de transmission monétaire supposent que les modifications de taux d'intérêt agissent sur l'économie avec un décalage de 12 à 24 mois, nous ciblons les anticipations d'inflation sur cet horizon. La mesure que nous avons retenue est issue de l'enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels et du *Consensus Forecast*.

La stabilité des prix, cible prioritaire de la BCE

Le tableau 1 montre les résultats de l'estimation. Le coefficient attaché à la variable d'inflation est significativement différent de zéro et supérieur à 1. Cela confirme la prééminence de la cible de stabilité des prix dans la conduite de la politique monétaire en zone euro. En cas de remontée des anticipations d'inflation, $\beta > 1$ implique que les taux directeurs augmentent davantage, afin d'éviter que les taux d'intérêt réels ne baissent, ce qui pourrait alimenter les pressions à la hausse des prix.

Fonction de réaction de la BCE

Règle de Taylor dynamique				
Variable dépendante: $r = \text{Eonia swap (3-month)}$				
	Coef	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ρ	0,66	0,06	10,83	0,00
β	1,33	0,52	2,58	0,01
γ	0,48	0,06	8,09	0,00
α	-0,48	0,92	-0,52	0,60
R2	0,95	Echantillon : 2002T1 2014T4		
J-statistic	10,66	Prob(J-statistic)		0,97

Tableau 1

Source : BNPParibas

Le coefficient associé à l'écart de production, γ , diffère aussi significativement de zéro, bien qu'il soit inférieur au coefficient d'inflation. Cela confirme la hiérarchie des préférences de la BCE telle que stipulée dans le Traité sur l'Union européenne. Enfin, le fait que le coefficient ρ associé à la variable de taux retardée soit significativement différent de zéro et inférieur à 1 confirme que la banque centrale ajuste progressivement sa politique monétaire à l'environnement économique.

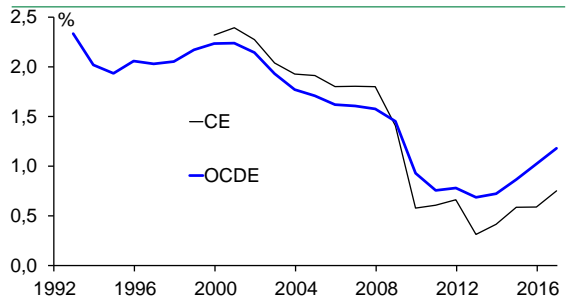
Taux d'intérêt réel neutre implicite pour l'économie

À partir de l'équation (0.2), nous pouvons extraire d'autres informations pertinentes. Nous pouvons, par exemple, déterminer le taux d'intérêt réel d'équilibre estimé pour l'économie. En particulier, comme indiqué en annexe, le taux d'intérêt réel d'équilibre, ou \bar{r} , est égal à :

$$(0.3) \quad \bar{r} = \alpha + (\beta - 1)\pi^*$$

Supposant l'objectif d'inflation π^* proche de 2 % et utilisant le paramètre estimé de l'équation (0.2), le taux réel d'équilibre implicite avoisine 0,7%, ce qui est conforme aux estimations récentes du taux de croissance du potentiel de production dans la zone euro (cf. Graphique 1). On notera toutefois que, si la crise a probablement affaibli le potentiel de la zone euro, son taux de croissance tendanciel était déjà orienté à la baisse. Une analyse reprenant les termes d'une fonction de production indique que les contributions du capital et de l'emploi étaient relativement stables (ou en légère baisse) au cours des années qui ont précédé la crise financière, tandis que celle de la productivité n'a cessé de baisser, la productivité commençant même à contribuer négativement à la croissance dans la seconde moitié des années 2000 (cf. Graphique 2).

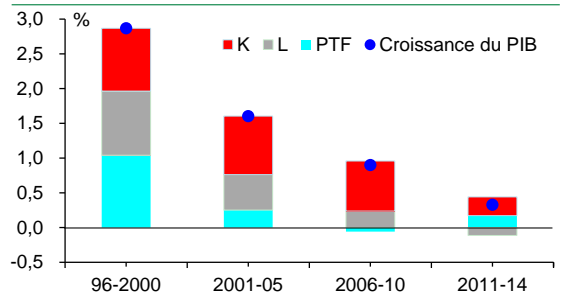
Taux de croissance potentiel de la zone euro



Graphique 1

Sources : Commission européenne, OCDE

Déterminants de la croissance de la zone euro, taux de croissance du PIB et contribution à la croissance du PIB



Graphique 2

Sources : Com. européenne, OCDE, BNP Paribas

Les causes d'un tel ralentissement sont diverses. Les économies avancées donnent, par exemple, une place plus importante aux services où il est plus difficile de générer, voire même de mesurer précisément, les gains de productivité. La crise financière a exacerbé le problème. La chute de la demande et la volonté de réduire la taille des bilans (désendettement), se sont traduites au niveau des entreprises, par des coupes dans les investissements, plus particulièrement ceux en R&D, un moteur clé de la productivité. Ainsi, la légère diminution du stock de capital, observée jusqu'au milieu des années 2000, s'est accélérée pendant la crise financière. Il est par ailleurs possible que la crise ait eu pour effet d'augmenter le taux de chômage structurel (effet d'hystérèse). La structure de la pyramide des âges (vieillesse de la population) n'est pas non plus un facteur de soutien de la croissance. Face à cela, les actions des gouvernements de la zone euro pour mettre en œuvre les réformes structurelles et améliorer le potentiel des économies restent incontournables (cf. par exemple les recommandations du Rapport Pisani-Ferry – Enderlein)⁵.

Quant aux facteurs cycliques qui ont affecté négativement la production au cours de la crise, ils devraient peu à peu disparaître.

La BCE cible-t-elle d'autres variables ?

L'ajout d'autres variables à notre équation de base (0.2) permet de vérifier si la BCE cible d'autres variables. L'équation (0.2) devient :

$$(0.4) r_t = (1 - \rho) [\beta \pi_t^e + \gamma gap_t + \lambda z_t + \alpha] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

Z_t correspondant aux autres variables susceptibles d'affecter la fonction de réaction de la BCE. Nous testons en particulier si la BCE réagit aux fluctuations du taux de change, des taux d'intérêt à long terme et des prix de l'immobilier résidentiel.

Rien n'indique que la BCE cible particulièrement l'évolution des taux de change. Comme le montre la première colonne du tableau 2, même s'il est statistiquement significatif, le coefficient associé au taux de change est proche de zéro. Outre cette particularité, le coefficient associé aux anticipations d'inflation devient inférieur à 1 dans cette spécification, alors qu'il s'agit d'une cible prioritaire.

Nous avons ensuite tenté de savoir si la BCE réagit explicitement aux fluctuations des taux longs. La hausse des taux d'intérêt à long terme peut signifier que les marchés financiers anticipent une hausse de l'inflation, exigeant par conséquent une rémunération plus élevée. Le coefficient est, de fait, significativement différent de zéro et presque de même ampleur que le coefficient d'anticipations d'inflation, ce qui suggère la présence de colinéarité entre variables. L'introduction de la variable « taux long » n'améliore finalement guère la qualité du modèle.

La crise ayant révélé des déséquilibres importants, la question s'est posée de savoir ce que la banque centrale devrait privilégier. Doit-elle seulement cibler des variables macroéconomiques (prix, écart de production négatif) ? Doit-elle aussi réagir aux autres fluctuations de prix (immobilier résidentiel, marché boursier), celles-ci étant susceptibles de signaler l'émergence d'une bulle ? La dynamique des prix de l'immobilier, par exemple, doit être surveillée attentivement. Le marché résidentiel est un secteur clé de transmission de la politique monétaire dans la mesure où les modifications de taux directeurs affectent les taux des prêts immobiliers, notamment là où ils sont indexés. Clairement, la dynamique du coût du crédit affecte les prix résidentiels, tandis que l'évolution de la valeur des actifs

résidentiels pourra avoir un impact sur la consommation, puis sur la demande intérieure. En général, des hausses significatives des prix résidentiels peuvent signaler un excès de croissance du crédit et l'émergence d'une bulle dans le secteur. Les exemples espagnol et irlandais au cours de la crise ont montré à quel point l'éclatement d'une bulle pouvait être dévastateur.

Résultats des estimations

Règle de Taylor dynamique			
Variable dépendante: $r = \text{Eonia swap (3-month)}$			
	Coefficients		
ρ	0,55	0,65	0,69
β	0,98	0,77	1,59
γ	0,49	0,52	0,36
α	0,09	0,51	-1,29
λ $z = \text{FX rate \% (g.a.)}$	0,04		
λ $z = \Delta (10Y \text{ int})$		0,65	
λ $z = \text{Prix du logement \% (g.a.)}$			0,10
R2	0,95	0,95	0,95
Echantillon	02T1-14T4	02T1-14T4	02T1-14T3
J-statistic	11,34	11,26	11,5
Prob (J-statistics)	0,98	0,98	0,98

Tableau 2

Source : BNPParibas

Par rapport au modèle testé précédemment (voir tableau 1) les variables rajoutées sont les taux de change, les prix de l'immobilier résidentiel et les taux d'intérêt à long terme. Pour les taux de change, nous considérons le taux de croissance annuel du taux de change nominal effectif de la BCE. La série des prix de l'immobilier résidentiel (variation en rythme annuel) est également fournie par la BCE, tandis que les taux longs harmonisés sont calculés par Reuters. Les chiffres en gras dans le tableau correspondent aux coefficients qui sont statistiquement significatifs.

Lorsqu'on l'inclut dans la fonction de réaction, le coefficient de l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel est statistiquement significatif, bien qu'il soit très faible. Il a en outre pour effet de tirer le coefficient d'inflation à un niveau trop élevé, ce qui permet de penser que cette spécification est moins précise que notre équation de base.

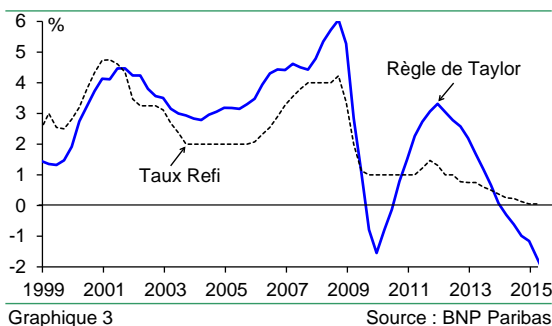
Bien qu'elles ne soient pas des cibles explicites, les variables supplémentaires étudiées sont statistiquement significatives et font sans doute partie du corpus d'informations prises en compte par la BCE. Leur introduction engendre toutefois un problème de multicollinéarité qui rend difficile la mesure exacte de leur réelle influence.

Quel taux compatible avec la situation économique ?

Les taux directeurs de la BCE ont atteint leur niveau plancher. Or la faiblesse de l'activité en zone euro ainsi que le recul des anticipations d'inflation pourraient justifier de conditions monétaires théoriquement encore plus accommodantes.

En retenant un écart au potentiel négatif de 3,2 points de PIB en zone euro (estimation de l'OCDE) et une cible d'inflation de 2 %, la règle classique de Taylor indique que le taux *refi* devrait être inférieur d'environ 200 pb à son niveau actuel (0,05 %) et donc s'établir aux alentours de -2 %. Dans la mesure où il est probable que l'inflation diminue encore, reflétant la baisse du prix des produits énergétiques, le taux directeur devrait même être plus bas encore (cf. graphique 3).

Taux directeurs et règle classique de Taylor



Même si elle est largement utilisée, cette règle présente certaines lacunes, mises en évidence plus haut. En outre, comme le montre le graphique 3, elle ne semble pas en mesure de reproduire correctement la dynamique du taux *refi*.

À partir d'un système d'équations simultanées, liant l'inflation, les anticipations d'inflation et une règle de Taylor dynamique comme approximation du taux directeur, nous pouvons calculer le niveau auquel les taux directeurs devraient se situer en l'absence de plancher. Il ressort que les taux directeurs devraient être inférieurs d'environ 70 à 80 pb à leur niveau actuel, soit de -0,70% à -0,80% (cf. Encadré).

Encadré 1 : situation économique et taux directeurs de la BCE

Jusqu'à quel point la politique monétaire de la zone euro devrait-elle être accommodante ? Pour répondre à cette question, nous avons estimé un système de trois équations stochastiques et une équation comptable, cette dernière décomposant la hausse de l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC) entre inflation sous-jacente, hausse du prix des produits énergétiques et hausse du prix des produits alimentaires.

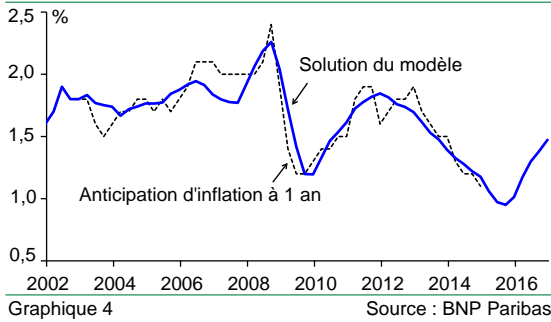
(0.5)

$$\begin{cases} \pi_t^e = \alpha_1 + \beta_1 \pi_{t-1}^e + \lambda_1 \text{gap}_{t-j} + \theta_1 \text{oil}_t + \delta_1 \pi_{t-j}^{\text{core, IHCP}} + \mathcal{G}_t \\ \pi_t^{\text{core}} = \alpha_2 + \beta_2 \pi_{t-1}^{\text{core}} + \lambda_2 \text{gap}_{t-j} + \theta_2 \text{oil}_t + \delta_2 \pi_{t-j}^{\text{core}} + v_t \\ r = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) [\beta_3 \pi_t^e + \gamma \text{gap}_t + \alpha_3] + \varepsilon_t \\ \pi_t^{\text{IHCP}} = \eta^1 \pi_t^{\text{Core}} + \eta^2 \pi_t^{\text{Energy}} + \eta^3 \pi_t^{\text{Food}} \\ \sum_1^3 \eta^j = 1 \end{cases}$$

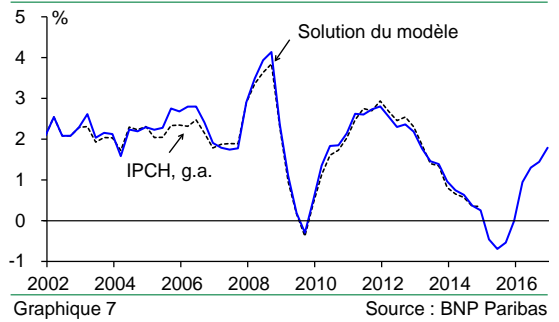
Le système lie l'inflation, les anticipations d'inflation et le taux d'intérêt à court terme comme approximation du taux directeur de la BCE⁶. Plutôt que le taux *refi*, nous avons préféré utiliser le taux de swap Eonia pour les échéances courtes, qui permet de mieux retracer le biais de la politique monétaire durant la crise. Quand la BCE a en effet modifié sa façon d'apporter des liquidités au secteur bancaire (à savoir en menant toutes ses opérations de refinancement sur la base d'une adjudication à taux fixe, plutôt qu'à taux variable, où la totalité des soumissions est servie), elle a considérablement accru le montant des liquidités dans le système. L'Eonia s'est par conséquent rapproché du taux de rémunération des dépôts, qui est ainsi devenu son plancher de fait, à la place du taux *refi* (qui l'était précédemment). La politique monétaire était donc plus accommodante que le taux *refi* ne le laissait croire. Des facteurs liés à la gestion des réserves obligatoires durant la période de constitution des réserves ont quelque peu accru la volatilité de l'Eonia au jour le jour, et nous avons dû utiliser, comme approximation du taux directeur, le swap Eonia à 3 mois.

Afin d'éviter les problèmes d'endogénéité et la corrélation éventuelle des variables explicatives avec le terme d'erreur, nous avons utilisé la méthode généralisée des moments pour estimer le système. Les instruments utilisés sont quatre retards d'inflation, le coût salarial unitaire, l'écart négatif de production, les anticipations d'inflation, les taux courts et le prix des matières premières. Toutes les variables sont significativement différentes de zéro et le J-statistic ne rejette pas la validité des instruments utilisés (résultats disponibles auprès de l'auteur sur demande). Le modèle est ensuite résolu de façon dynamique. Pour les prévisions hors de l'échantillon, jusqu'au T4 2016, nous avons retenu les projections d'écart négatif de production de l'OCDE, tandis que pour le pétrole et les produits alimentaires et énergétiques, nous avons utilisé des projections calculées en interne.

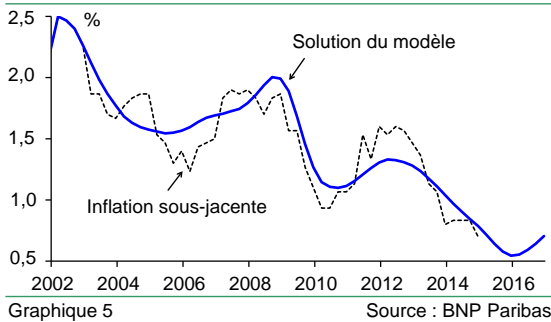
Anticipations d'inflation et évaluation par le modèle



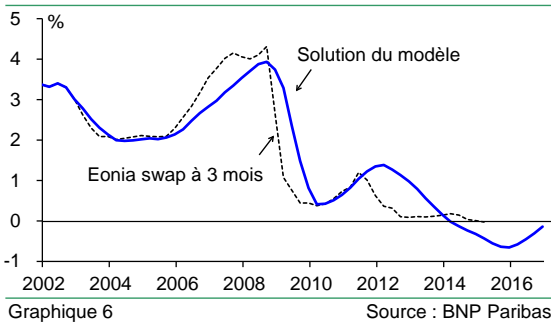
Inflation totale



Inflation sous-jacente observée et évaluation par le modèle



Taux courts observés et évaluation par le modèle



Même si ce modèle comble probablement certaines lacunes de la règle de Taylor classique, les résultats des simulations appellent comme toujours une certaine prudence. D'abord, une spécification incorrecte du modèle, due à l'omission de variables, pourrait créer une instabilité sur la période de simulation. Les variables omises pourraient être « silencieuses » sur la période d'estimation, mais devenir pertinentes plus tard. En outre, d'autres éléments, comme les ruptures structurelles potentielles, sont susceptibles d'altérer les résultats des simulations.

Du taux directeur aux taux longs

La baisse des taux courts peut se répercuter sur les taux longs, qui sont des échéances cruciales pour l'investissement des entreprises et la consommation des ménages. Le recours à un modèle VAR⁷ stationnaire, liant le taux refi, un taux monétaire à 3 mois et un taux à 10 ans harmonisé pour la zone euro montre qu'un abaissement de 20 pb du taux refi réduirait d'environ 12 pb la moyenne pondérée des taux à long terme en zone euro. Par conséquent une diminution du taux refi de l'ordre de 70 à 200 pb, en fonction du type de règle de Taylor utilisée, se traduirait par une baisse des taux longs de 40 à 120 pb au bout d'un an.

Assouplissement quantitatif : tentative d'évaluation

Agrandir la taille de leur bilan est une option dont disposent les banques centrales pour faire baisser les taux d'intérêt à long terme, assouplissant ainsi leur politique monétaire, même lorsque les taux directeurs ont atteint leur niveau plancher.

A ce sujet, il apparaît que les anticipations d'inflation sont corrélées positivement à la taille du bilan de la banque centrale. Les banques centrales peuvent ainsi faire baisser les taux d'intérêt réels, alors même que les taux nominaux sont déjà nuls ou presque.

Les programmes d'achat d'actifs des banques centrales, ou d'assouplissement quantitatif, affectent l'économie à travers plusieurs canaux, parmi lesquels l'effet de signal joue un rôle déterminant : en achetant des titres pour abaisser les taux d'intérêt à long terme et en associant une orientation prospective (forward guidance), les

banques centrales signalent leur engagement à atteindre leurs objectifs d'inflation, même lorsque les outils traditionnels ne peuvent être utilisés (cf. encadré 2 pour davantage de détails).

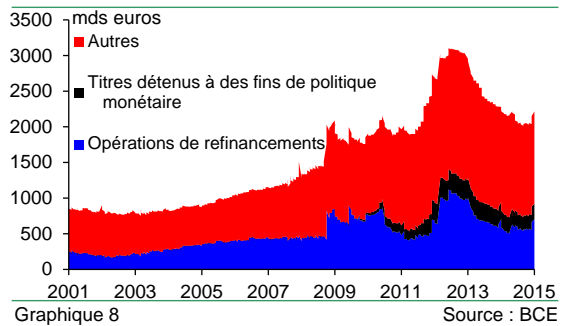
Retour du bilan de la BCE à sa taille de 2012

Alors que les autres grandes banques centrales ont lancé leurs premiers programmes d'assouplissement quantitatif il y a déjà longtemps, la BCE vient d'annoncer un programme de rachat d'au moins 1.100 milliards d'euros incluant à la fois des titres de dette privée (obligations sécurisées, titres adossés à des actifs) et publics (obligations d'Etats de la zone euro, dette des agences et des institutions européennes⁸). La BCE a l'intention d'acheter tous les mois 60 MdEUR de titres jusqu'à ce que l'inflation retrouve une trajectoire plus conforme à son objectif de « stabilité » des prix (soit une hausse annuelle proche de 2%) et au moins jusqu'en septembre 2016. Ce montant est conforme à l'objectif de la BCE de ramener son bilan au niveau de EUR 3 000 milliards atteint au début de 2012 (graphique 8).

Encadré 2 : une brève analyse des canaux de transmission de l'assouplissement quantitatif

Il convient de rappeler ici quels canaux emprunte l'assouplissement quantitatif pour produire ses effets sur l'économie. Nous pouvons détecter au moins cinq canaux : d'abord, le canal traditionnel des taux d'intérêt, par l'abaissement des taux longs. Cet abaissement est susceptible d'encourager les ménages et les entreprises à emprunter et à dépenser/investir ; il peut être renforcé par un effet de richesse (dans le cas où le « QE » favorise une hausse des marchés d'actions). Deuxièmement, l'assouplissement quantitatif peut modifier la demande relative pour certains titres, et leur prix, car les actifs financiers sont des substituts imparfaits avec des caractéristiques distinctes de liquidité et de risque. C'est ce que l'on appelle généralement « l'effet de portefeuille ». Le troisième canal est celui des « signaux » envoyés aux marchés. Les banques centrales utilisent l'assouplissement quantitatif pour renforcer la crédibilité de leur engagement lorsque les instruments clés, c'est-à-dire les taux directeurs, sont épuisés. Un engagement crédible peut conforter la confiance et stimuler les anticipations d'inflation, les marchés escomptant le maintien des taux d'intérêt à un niveau bas pendant une période prolongée. Par ailleurs, l'assouplissement quantitatif peut avoir un impact sur l'économie à travers le canal du crédit bancaire. Les achats directs d'actifs des banques accroissent leurs réserves excédentaires et donc l'incitation à injecter du crédit dans l'économie. Enfin, l'assouplissement quantitatif étant susceptible de réduire le rendement des actifs nationaux par rapport aux actifs étrangers, le différentiel de rendement peut affaiblir la monnaie.

Bilan de la BCE



Quel impact théorique sur les taux longs ?

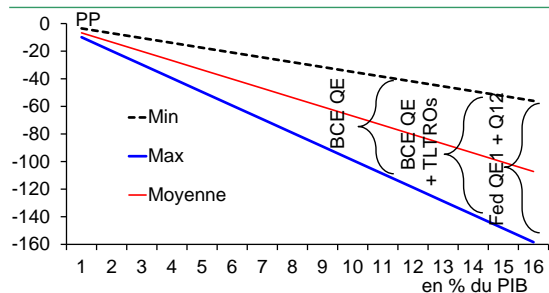
Le programme d'assouplissement quantitatif de la BCE produira-t-il un abaissement des taux d'intérêt à long terme de même ampleur que celui qui aurait résulté d'une baisse du taux directeur selon notre analyse par la règle de Taylor ? En temps normal, ce mécanisme fonctionne essentiellement par le biais du canal des anticipations : l'évolution des taux d'intérêt à long terme reflète principalement celle des taux courts. Dans le cas d'un assouplissement quantitatif, la banque centrale influence les taux longs de manière plus directe en modifiant l'équilibre entre l'offre et la demande de titres. En achetant des instruments de dette à long terme, les banques centrales font monter le prix de ces actifs, ce qui abaisse leur rendement, même si les anticipations concernant les taux futurs sont restées inchangées. Il est possible qu'un modèle traditionnel de transmission par les taux d'intérêt n'intègre pas totalement ces effets. Mesurer l'abaissement des taux longs produit par une baisse des taux directeurs au moyen d'une analyse de la VAR exige par conséquent une grande prudence lorsque les taux ont atteint un niveau plancher. Par ailleurs, il est possible que les relations empiriques passées aient été altérées par des ruptures structurelles. Enfin et surtout, c'est la première fois qu'est mis en œuvre dans la zone euro un programme étendu d'achats de titres de dette souveraine. Sa mise en œuvre reste à venir et il est par conséquent difficile d'en estimer l'impact.

L'expérience américaine : concluante...

Il faut donc faire référence aux expériences ayant déjà fait l'objet d'études. De façon plus spécifique, s'agissant des mesures mises en œuvre par la Fed, des

études⁹ ont montré que les programmes « QE1 » et « QE2 », dont le cumul représentait 16% du PIB, ont eu un impact significatif sur les rendements des Treasuries à 10 ans, les réduisant de 50 pb à 155 pb (graphique 9). En moyenne, ces études estiment que chaque point de PIB ajouté au bilan de la banque centrale a abaissé les taux longs d'environ 7 pb.

Impact du QE dérivé des études sur l'action de la Fed



Graphique 9

Sources : Bernanke 2012, BNP Paribas

Sur cette base, nous pouvons estimer que l'assouplissement quantitatif de la BCE, qui représente quelque 11 % du PIB de la zone euro, pourrait entraîner une diminution des taux longs (en moyenne pondérée) de l'ordre de 40 à 110 pb. Cela équivaldrait à l'effet d'une baisse du taux refi comprise entre 70 et 200 pb selon notre modèle de VAR.

L'impact sur les taux d'intérêt pourrait même être plus prononcé, si l'on ajoute au programme d'assouplissement quantitatif de la BCE les liquidités qu'elle va injecter dans le cadre des opérations ciblées de refinancement à plus long terme (Targeted Longer-Term Refinancing Operations – TLTRO). Jusque récemment, les marchés avaient escompté pour les prochaines TLTRO une demande de l'ordre de 300 à 400 MdEUR. Dans la mesure où la BCE a décidé en janvier 2015 d'abaisser le taux d'intérêt sur ces opérations de 10 pb, la demande pourrait être encore plus soutenue. La BCE va en effet devoir apporter des liquidités sur trois ans et demi à un taux de 0,05 % (le taux refi). Sur la base d'une estimation conservatrice d'un apport de 400 MdEUR aux prochaines TLTRO, le bilan de la BCE s'accroîtrait de quelque 1 500 MdEUR, ou 15 % du PIB, ce qui, selon la règle empirique utilisée jusqu'ici, se traduirait par une baisse des taux longs de l'ordre de 50 à 150 pb.

... mais pas forcément transposable !

Il faut toutefois faire preuve d'une certaine prudence en interprétant ces résultats. L'économie américaine et celle de la zone euro diffèrent à plus d'un titre, à commencer par le fait que l'une est un espace fédéral et l'autre pas. Dans la mesure où il n'y a, aux États-Unis, qu'un seul marché des emprunts d'État, l'intervention de la banque centrale est *a priori* plus efficace que dans la zone euro, qui en compte 19. Ainsi, plusieurs aménagements du QE adoptés par la BCE (partage *a minima* des risques, traitement particulier du cas grec...) sont le fruit de compromis politiques pouvant en altérer l'efficacité. Il convient en outre de rappeler que lorsque la Fed a lancé ses programmes d'assouplissement quantitatif, les taux d'intérêt étaient notablement plus élevés qu'ils ne le sont aujourd'hui dans la zone euro (graphiques 10 et 11). Il se pourrait donc que, pour un programme de même ampleur, l'impact sur les rendements des emprunts souverains soit moindre dans la zone euro qu'aux États-Unis.

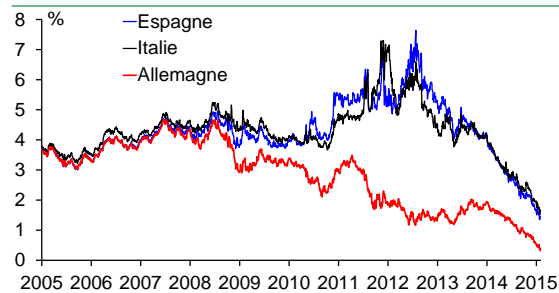
Rendement des Treasuries à 10 ans



Graphique 10

Source : Datastream

Rendements des emprunts d'Etat italiens, espagnols et allemands à 10 ans



Graphique 11

Source : Datastream

En outre, une même baisse du rendement des emprunts d'État pourrait avoir des effets différents. Aux États-Unis, les entreprises non financières ont largement recours aux émissions obligataires alors que dans la zone euro, elles ne font appel aux marchés de capitaux que pour 20 % de leurs financements externes. L'arbitrage consistant à vendre à la banque centrale de titres de dette publique pour acquérir des titres de dette privée est *a priori* plus limité en zone euro. Les principaux émetteurs « corporate » se financent par ailleurs déjà à des coûts historiquement bas. Il est en outre possible que la zone euro bénéficie moins que les États-Unis d'une baisse des taux des emprunts immobiliers dans le sillage de l'abaissement des rendements longs. Dans des pays comme l'Italie et l'Espagne, environ 70 % des nouveaux prêts sont à taux variables et indexés sur l'Euribor 3 mois. À noter que l'assouplissement quantitatif devrait aussi accroître le patrimoine financier des ménages. Toutefois, plusieurs études concluent que la consommation dans la zone euro est moins sensible à l'évolution du patrimoine qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni.

Enfin, l'assouplissement quantitatif devrait influencer sur la croissance par le canal du crédit. Les achats directs d'actifs auprès des banques accroissent leurs réserves excédentaires et donc *a priori* l'incitation à injecter du crédit dans l'économie réelle, donc à nourrir la masse monétaire (M3) et finalement l'inflation. Il s'agit cependant d'une condition nécessaire mais pas suffisante. Le durcissement des normes de liquidité et de solvabilité qui s'imposent aux banques de la zone euro contraignent les activités de prêts. L'accroissement de M3 dépend aussi de la demande des entreprises et des ménages pour le crédit, toujours faible, bien que se redressant progressivement.

Certains effets sont déjà visibles

Plusieurs facteurs laissent donc penser que l'assouplissement quantitatif aura des effets atténués en zone euro. Ce qui ne veut pas dire aucun effet ! Bien que le programme n'ait pas encore débuté, il est susceptible d'avoir d'ores et déjà influencé la courbe des taux d'intérêt.

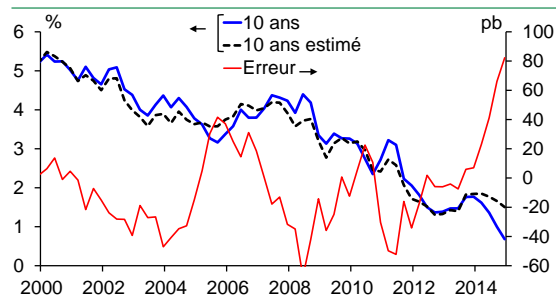
C'est notamment ce que fait apparaître l'écart entre la valeur observée des rendements du *Bund* à 10 ans et leur simulation dynamique. La spécification est la suivante :

$$(0.6) \quad \Delta i_t^{DE} = \sum_{i=1} \eta_i \Delta i_{t-i}^{DE} + \sum_{i=0} \eta_i \Delta i_{t-i}^{US} + \sum_{i=0} \delta_i \Delta i_{t-i}^{ref} - \alpha (i_{t-1}^{DE} - \beta_1 i_{t-1}^{US} - \beta_2 i_{t-1}^{ref}) + \varepsilon_t$$

Les éléments i_t^{DE} , i_t^{US} , i_t^{ref} correspondent respectivement au taux des Bund à 10 ans, au taux des Treasuries à 10 ans et au taux *refi* de la BCE. L'analyse montre une relation à long terme entre les trois taux. Comme le graphique 12 le fait apparaître, le modèle est capable de reproduire avec succès les données passées jusqu'à la fin de 2013. À partir de là, il n'est plus en mesure de saisir la dynamique du Bund et l'écart entre les données et la solution dynamique va en s'accroissant. L'augmentation de l'erreur de prévision permet de penser que d'autres variables affectent la dynamique des taux, comme le recul des anticipations d'inflation ou bien, précisément, l'attente d'un « QE ». Celle-ci est allée crescendo en 2014 ; parallèlement, l'erreur de prévision, pratiquement nulle au T1 2014, augmentait pour atteindre plus de 80 pb à fin 2014 (graphique 12).

L'écart pourrait paradoxalement se réduire au moment où la BCE lancera effectivement son programme d'assouplissement quantitatif. Le rendement du Bund étant proche de zéro, voire négatif pour des échéances intermédiaires, il est alors probable que les agents économiques commenceront à ajuster leurs portefeuilles, arbitrants le Bund pour d'autres actifs. Ces arbitrages pourraient réduire considérablement les *spreads* par rapport au *Bund*.

L'assouplissement quantitatif a-t-il déjà commencé à produire ses effets ?



Graphique 12

Source : BNP Paribas

Note : nous avons estimé le modèle à correction d'erreurs (0.6) à partir d'une procédure de Engel et Granger en deux étapes. Les données trimestrielles proviennent de Datastream et de la BCE. Les résultats de l'estimation sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.



En conclusion, une analyse par la règle de Taylor nous a montré que le taux *refi*, qui signale en temps normal le biais de politique monétaire de la BCE, devrait théoriquement se situer entre 70 et 200 pb au-dessous de la limite de zéro. Un tel abaissement du taux directeur devrait entraîner une réduction des taux longs de l'ordre de 40 à 120 pb. Comment la banque centrale peut-elle parvenir à une telle réduction alors que ses taux directeurs sont déjà à leur niveau plancher ? L'assouplissement quantitatif est une possibilité. La BCE vient d'annoncer son intention d'acheter tous les mois 60 MdEUR de titres de dette privée et publique à partir de mars 2015 jusqu'à ce que l'inflation rejoigne une trajectoire fermement orientée vers la stabilité des prix. Ces achats d'actifs vont accroître la taille de son bilan d'un équivalent de 11 points de PIB. À partir d'une règle empirique, on peut estimer que ce montant aboutira à une baisse des taux longs de l'ordre de 40 à 110 pb. Ceci équivaut à l'impact d'un abaissement du taux *refi* (en temps normal, quand le taux n'est pas à son niveau plancher) qui découlerait de l'application d'une règle de Taylor.

Ces résultats appellent toutefois à la prudence. Plusieurs différences peuvent laisser penser que l'assouplissement quantitatif pourrait avoir un impact sur l'économie réelle moindre dans la zone euro qu'aux États-Unis, et que par conséquent la BCE devrait mettre en œuvre un programme plus important pour obtenir les mêmes effets.

clemente.delucia@bnpparibas.com

Achévé de rédiger le 31/01/2015

Annexe

À partir de l'idée fondamentale formulée par Taylor en 1993¹⁰, nous avons supposé que la banque centrale a un objectif de taux nominal, r_t^* déterminé par la situation de l'économie. Ce taux cible dépendra plus précisément de l'écart des anticipations d'inflation π_{t+i} , (après un nombre i de périodes) en regard de l'objectif π^* et de l'écart de production gap_t c'est-à-dire

$$(0.7) r_t^* = \bar{r} + \beta(E[\pi_{t+i} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[gap_t | \Omega_t])$$

\bar{r} correspondant au taux d'intérêt nominal d'équilibre et π^* à l'objectif d'inflation. On observe que l'équation (0.7) converge vers la règle de Taylor classique lorsqu'on prend en compte le taux actuel d'inflation. Ω_t réunit les variables appartenant au corpus d'informations de la banque centrale. Pour obtenir l'objectif de taux d'intérêt réel, il convient d'ajouter à (0.7) le taux d'inflation anticipé et de retrancher l'objectif d'inflation, comme suit :

$$(0.8) \bar{r}_t = \bar{r} + (\beta - 1)(E[\pi_{t+i} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[gap_t | \Omega_t])$$

$\bar{r}_t = \bar{r} - \pi^*$ correspondant au taux d'intérêt réel d'équilibre. Si $\beta > 1$, la banque centrale relève les taux d'intérêt nominaux en réponse à une hausse de l'inflation de façon à éviter une baisse des taux réels. Ce principe, que l'on appelle « principe de Taylor », décrit la façon dont une banque centrale donnée combat l'inflation. Si la banque centrale s'inquiète également de ce qu'une modification soudaine des taux d'intérêt puisse perturber les marchés financiers, elle préférera lisser l'évolution des taux d'intérêt nécessaire pour que le taux d'intérêt nominal atteigne le niveau recherché r_t^* . Par conséquent, le fixé par la banque centrale sera progressivement ajusté pour atteindre le niveau voulu, comme suit :

$$(0.9) r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \dots \rho \in [0, 1]$$

v_t correspondant aux chocs aléatoires supposés indépendants et identiquement distribués (iid). En combinant les équations (0.9) et (0.7), ajoutant et retranchant π_{t+i} , définissant $\alpha = \bar{r} - \beta\pi^*$ nous obtenons l'équation estimable

$$r_t = (1 - \rho)[\beta\pi_{t+i} + \gamma x_t + \alpha] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = v_t - (1 - \rho)\beta(\pi_{t+i} - E(\pi_{t+i} | \Omega)) - (1 - \rho)\gamma(x_t - E(x_t | \Omega))$$

$$(0.10) E(\varepsilon_t | \Omega) = 0$$

dans laquelle le terme d'erreur est une combinaison des erreurs iid et des erreurs de prévision qui sont orthogonales (non corrélées) aux variables qui constituent le corpus d'informations dont dispose la banque centrale au moment où elle prend sa décision. Dans l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les erreurs de prévision ne sont pas corrélées aux variables comprises dans Ω . Puisque $\bar{r} = \bar{r} - \pi^*$, une fois π^* fixé à un certain niveau, nous pouvons obtenir une estimation du taux d'intérêt réel tel que rapporté par l'équation (0.3) dans le corps du texte.

Enfin, en remplaçant l'inflation au moment $t+i$ dans l'équation (0.10) par une série d'anticipations d'inflation (remplaçant $\pi_{t+i} = \pi_t^e$), nous obtenons une règle de Taylor dynamique semblable à celle utilisée dans le corps du texte (équation (0.2)). L'utilisation des anticipations d'inflation à un an du Consensus Forecast ou de celles à deux ans de l'enquête de la BCE ne modifie pas notablement les résultats. Les autres variables sont les données trimestrielles d'Eurostat (inflation, coût salarial unitaire), de la BCE (taux d'intérêt, taux de change) du FMI (indice des prix des matières premières), de la Commission européenne et de l'OCDE (écart de production négatif). Pour tenir compte des problèmes de corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur, de mesurabilité et d'endogénéité des variables explicatives, nous avons estimé l'équation (0.2) par la méthode généralisée des moments.

NOTES

¹ Les programmes précédents, comme le programme SMP d'achat d'obligations souveraines d'États du Sud de l'Europe, ou ceux portant sur les ABS ou les obligations sécurisées, concernaient un segment spécifique et étaient limités dans leur ampleur.

² J. Taylor (1993), « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie Rochester conference series on public policy*, vol. 39

³ Cf. pour une discussion sur ce point : R. Clarida, J. Gali, M. Gertler (2000), « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory », *The Quarterly Journal of Economics*, pp147-180 vol. 65 issue 1

⁴ Cf. note 2 pour les références

⁵ Pisani-Ferry, JP ; Enderlein, 2014 « Réformes, investissement et croissance: un agenda pour la France, l'Allemagne et l'Europe »

⁶ Pour plus de détails concernant la relation entre l'inflation et les anticipations d'inflation, se reporter à: De Lucia: Zone euro : quelle est la réalité du risque déflationniste ?, *Conjoncture*, Juillet-Août 2014

⁷ Afin d'établir comment le taux refi affecte les taux longs, nous avons utilisé une analyse de la VAR. Nous considérons une VAR avec 3 variables, le taux refi, le taux monétaire à 3 mois et le taux d'intérêt à 10 ans, calculé comme la moyenne pondérée du rendement des emprunts d'État à 10 ans des pays de la zone euro. Les tests statistiques standards indiquent une longueur de 4 retards. Les tests de racine unitaire montrent que ces variables ne sont pas stationnaires. Toutefois, le test de trace de Johansen ne détecte aucune relation co-intégrée. Par conséquent, en utilisant les premières différences des trois variables, nous obtenons un système stationnaire. Les données, de fréquence trimestrielle, sont fournies par la BCE et Reuters.

⁸ Pour plus de détail sur le programme d'assouplissement quantitatif annoncé par la BCE en janvier 2015, se reporter à De Lucia C. « Quantitative Easing : en avant toute ! », *EcoWeek* n. 15-03, 23 janvier 2015

⁹ Voici une liste non exhaustive d'études empiriques sur les effets de l'assouplissement quantitatif sur les taux d'intérêt : « Unconventional Monetary Policies-Recent Experience and Prospects: IMF(2003) Policy Papers », D'Amico, Stefania, and Thomas B. King (2010). « Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply », *Journal of Financial Economics* ; Li, Canlin, and Min Wei (2012). « Term Structure Modelling with Supply Factors and the Federal Reserve's Large Scale Asset Purchase Programs », *Finance and Economics Discussion Series 2012-37*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, mai. Pour une liste plus exhaustive, se reporter au discours de Bernanke au Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole « Monetary Policy since the Onset of the Crisis » août 2012.

¹⁰ Cf. note 1.

Version électronique consultable avant l'édition papier sur :

<http://economic-research.bnpparibas.com>

Rédacteur en chef : William De Vijlder