

Ce que l'évolution de l'inflation nous apprend sur la courbe de Phillips : implications pour la politique monétaire

A. Stevens^(*)

Introduction

En octobre 2013, l'inflation est tombée à 0,7 % dans la zone euro, un niveau nettement inférieur à la définition quantitative de la stabilité des prix du Conseil des gouverneurs de la Banque centrale européenne (BCE). Au cours de sa réunion de novembre 2013, ce dernier a dès lors décidé d'abaisser de 0,5 à 0,25 % le taux des opérations principales de refinancement. En dépit de cette récente baisse de l'inflation, il apparaît toutefois que le niveau de l'inflation est demeuré étonnamment stable dans le sillage de la crise économique et financière qui a émergé en 2008. S'il est vrai qu'elle a diminué quelque peu, l'inflation n'est pas tombée à des niveaux exceptionnellement faibles, abstraction faite des taux d'inflation négatifs relevés pour l'inflation totale dans la foulée de l'effondrement des prix des matières premières à l'automne de 2008. Depuis 2009, l'inflation totale s'élève en moyenne à 1,7 %, contre quelque 2,2 % en moyenne au cours des dix premières années de la troisième phase de l'Union économique et monétaire (UEM). En outre, en dépit de la récente diminution de l'inflation, la BCE s'attend, selon ses projections macroéconomiques de septembre 2013, à ce que, avec une moyenne de 1,3 %, le taux d'inflation reste supérieur à 1 % également l'année prochaine. Cette évolution relativement stable de l'inflation est remarquable compte tenu de l'ampleur considérable – sur le plan tant de la gravité que de la durée – de la récente crise économique et financière. En effet, les théories économiques traditionnelles et les observations historiques révèlent qu'une forte contraction

de l'activité économique comprime sensiblement l'inflation. Les récents développements montrent donc que cette évolution cyclique traditionnelle de l'inflation paraît moins prononcée aujourd'hui.

La moindre sensibilité de l'inflation aux fluctuations conjoncturelles semble indiquer que les déterminants de l'inflation ont varié au fil du temps, ce qui peut par exemple résulter de changements structurels dans l'économie ou de changements dans la conduite de la politique monétaire. Déceler les modifications subies par le processus d'inflation est d'une importance capitale pour les responsables de la politique monétaire, en particulier pour l'Eurosystème, dont l'objectif premier est en effet le maintien de la stabilité des prix. Dans ce contexte, le présent article s'attelle à identifier les facteurs à l'origine du recul de la cyclicité de la dynamique de l'inflation. Pour ce faire, une courbe de Phillips en économie ouverte à paramètres variables dans le temps est estimée pour la zone euro sur la période 1980-2013.

La suite du présent article s'articule comme suit. La première partie retrace succinctement l'évolution plus lente mais – étonnamment ? – stable de l'inflation dans la zone euro depuis la crise et illustre la baisse de sa cyclicité. La deuxième partie analyse la variation de la dynamique de l'inflation au moyen d'une courbe de Phillips à paramètres variables dans le temps. Plus précisément, elle décrit comment l'importance relative des différents déterminants de l'inflation – anticipations d'inflation, taux d'inflation antérieurs, conjoncture et chocs externes sur les prix – a évolué dans le temps. Quelques pistes susceptibles d'expliquer les variations de la dynamique de

^(*) L'auteur remercie L. Aucremanne, J. Boeckx et M. Dossche pour leur contribution.

l'inflation sont en outre avancées, ce qui permet d'examiner, dans la troisième partie, les implications de ces changements pour la conduite de la politique monétaire.

1. L'évolution de l'inflation dans la zone euro durant la crise économique et financière

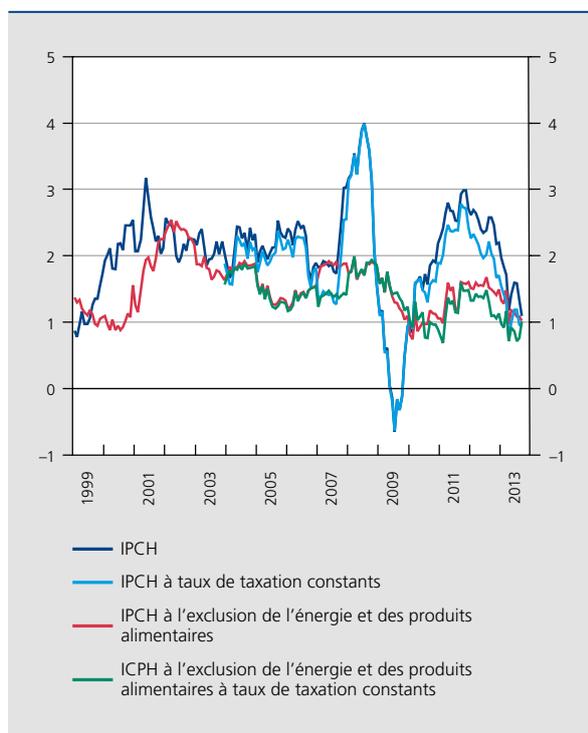
L'inflation totale, mesurée au moyen de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH), a affiché une évolution erratique depuis l'émergence de la grande récession, a fortiori si on la compare à celle observée au cours des dix années précédentes. Alors qu'elle culminait encore à 4 % à la mi-2008, soit à la veille de la crise, l'inflation est devenue négative en l'espace d'un an, tombant à -0,5 %. Elle s'est à nouveau accélérée en 2010 et en 2011 avant de repartir à la baisse à partir de la fin de 2011. En moyenne, l'inflation totale s'élève à 1,7 % environ depuis 2009, contre 2,2 % sur la période 1999-2008. À l'aune de l'IPCH total, le taux d'inflation est donc demeuré relativement élevé.

La volatilité des prix de l'énergie et des produits alimentaires est toutefois largement responsable des fortes fluctuations de l'inflation totale. L'inflation sous-jacente, qui correspond à l'inflation IPCH à l'exclusion des produits alimentaires et de l'énergie, présente une image moins volatile de l'évolution de la pression inflationniste intérieure. Contrairement à l'inflation totale, l'inflation sous-jacente a affiché une évolution plus stable au cours de ces quatre dernières années, bien qu'un profil cyclique ait également été observé. Avec une inflation moyenne de 1,3 % depuis 2009, l'inflation sous-jacente est inférieure au taux de quelque 1,7 % relevé durant les dix années précédentes. Toutefois, oscillant entre 0,7 et 2 %, elle n'a pas non plus été exceptionnellement faible, et l'on a évité l'inflation négative et a fortiori la déflation⁽¹⁾. Compte tenu de la grande ampleur et de la persistance de la contraction de l'activité économique, l'on peut même affirmer que l'inflation sous-jacente est restée à un niveau étonnamment élevé. Cette situation contraste par exemple avec les expériences vécues par le Japon, où l'éclatement d'une crise économique et financière a donné naissance à des pressions déflationnistes qui persistent depuis maintenant plus de deux décennies.

La crise de la dette souveraine en Europe a, ces dernières années, forcé les différents pouvoirs publics au sein de la zone euro à consentir d'importants efforts de consolidation budgétaire. En particulier, les augmentations des impôts indirects découlant de ces efforts de consolidation exercent un effet mécanique haussier sur l'inflation. Si l'on analyse l'évolution de l'inflation corrigée de l'incidence mécanique des variations des impôts indirects, l'on peut

GRAPHIQUE 1 INFLATION DANS LA ZONE EURO DEPUIS 1999

(pourcentage de variation par rapport au mois correspondant de l'année précédente)



Source : Eurostat.

en effet remarquer que l'évolution moyenne de l'inflation depuis 2009 est légèrement plus faible, à hauteur de quelque 0,24 et 0,11 point de pourcentage respectivement pour l'inflation totale et l'inflation sous-jacente. Cela dit, l'évolution de l'inflation à taux de taxation constants demeure elle aussi encore relativement élevée compte tenu des importantes surcapacités dans l'économie⁽²⁾.

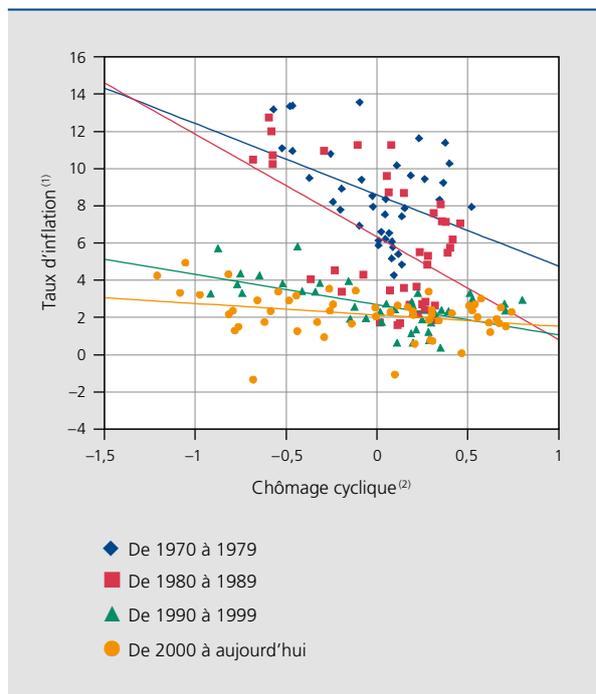
Comme exposé ci-avant, l'évolution de l'inflation dans la zone euro au cours de la crise économique et financière laisse à penser que la dynamique actuelle de l'inflation est moins soumise aux fluctuations conjoncturelles que celle observée au cours des périodes antérieures. Le graphique 2, qui décrit la relation entre le taux d'inflation et le chômage cyclique sur les quatre dernières décennies, étaye cette supposition. Alors que dans les années 1970 et 1980, une hausse du chômage s'accompagnait d'une forte diminution de l'inflation, cette relation a été nettement moins attestée durant les décennies plus récentes. C'est surtout dans les années 2000 que la corrélation négative entre les deux variables semble pratiquement

(1) Les défis posés par la déflation sont décrits plus en détail dans Ide et al. (2009).

(2) Dans ses Perspectives de l'économie mondiale d'octobre 2013, le FMI (2013a) fait état d'un écart de production de -2,7 % en 2013. Cet écart ne devrait en outre se résorber qu'en 2018.

GRAPHIQUE 2 INFLATION ET CHÔMAGE CYCLIQUE DANS LA ZONE EURO

(pourcentages, données trimestrielles)



Sources : Fagan et al. (2001), Datastream et calculs propres.

- (1) Le taux d'inflation est la variation trimestrielle annualisée de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) corrigé des variations saisonnières.
- (2) Le chômage cyclique correspond à la différence entre le chômage et son évolution tendancielle, calculée au moyen d'un filtre Hodrick Prescott.

absente. L'on peut dès lors affirmer qu'au fil des années, l'évolution cyclique traditionnelle de l'inflation s'est affaiblie.

Expliquer cette variation de la cyclicité de l'inflation nécessite une analyse structurelle de l'évolution dans le temps des différents déterminants de l'inflation. Pour ce faire, nous formulons et estimons dans la partie suivante une courbe de Phillips à paramètres variables dans le temps.

2. Une courbe de Phillips à paramètres variables dans le temps

2.1 Modèle

L'évolution de l'inflation est traditionnellement modélisée par une courbe dite de Phillips, du nom de l'économiste néo-zélandais William Phillips qui a été le premier à postuler en 1958 une relation entre les salaires nominaux et le chômage (Phillips, 1958). Tenant compte de l'hypothèse

selon laquelle les prix sont fixés sur la base des salaires, cette relation a été réinterprétée plus tard par Samuelson et Solow (1960) comme un lien explicite entre l'inflation et le chômage. Dans ses variantes modernes simples, la courbe de Phillips intègre une mesure de l'activité économique ou, plus précisément, de l'ampleur dans laquelle celle-ci s'écarte de son niveau potentiel, mais elle confère également un rôle aux anticipations relatives à l'inflation future (cf. par exemple Clarida et al., 1999). Ces anticipations d'inflation reposent, dans une large mesure, sur la crédibilité qu'accordent les agents économiques à l'objectif d'inflation – implicite ou explicite – poursuivi par les autorités monétaires.

Des études empiriques ont montré qu'en plus de l'écart de production et des anticipations d'inflation, l'inflation est aussi largement influencée par deux autres facteurs. Tout d'abord, l'évolution historique de l'inflation présente un degré élevé de persistance, ce qui signifie qu'après un choc, l'inflation ne converge que lentement vers sa valeur de long terme. Cette persistance implique que le taux d'inflation actuel est également fonction de ses valeurs antérieures. Ensuite, dans le contexte de la mondialisation, la courbe de Phillips traditionnelle peut aussi comporter une dimension internationale. Comme l'indiquent Borio et Filardo (2007), l'intégration croissante de l'économie mondiale peut rendre la dynamique de l'inflation relativement plus sensible à des facteurs mondiaux (tels que l'écart de production mondial ou l'évolution des prix à l'importation) qu'à des facteurs intérieurs (cf. également à cet égard les contributions de Benigno et Faia (2010) ainsi que de Guerrieri et al. (2010), qui démontrent qu'une augmentation du degré d'ouverture de l'économie accroît l'incidence des prix à l'importation sur l'inflation).

Compte tenu de ce qui précède et conformément aux études récentes de Matheson et Stavrev (2013) et du FMI (2013b), l'on postule la spécification suivante de la courbe de Phillips d'une économie ouverte :

$$\pi_t = (1 - \theta_t)\pi_{t-1} + \theta_t\pi_t^e - \kappa_t U_t^{GAP} + \gamma_t \pi_t^m + \varepsilon_t \quad (1)$$

où π_t représente l'inflation actuelle, π_{t-1} l'inflation observée au cours de la période précédente, π_t^e les anticipations d'inflation à long terme, U_t^{GAP} le niveau du chômage cyclique (comme mesure du degré d'utilisation des capacités de production dans l'économie) et π_t^m le taux d'inflation du prix relatif des biens et services importés (comme écart par rapport à sa moyenne). Non seulement le dernier facteur représente la dimension internationale de la courbe de Phillips, mais il revêt également une importance empirique. En effet, la courbe de Phillips semble être la plus appropriée pour modéliser l'inflation sous-jacente. Celle-ci n'est toutefois pas disponible sur une longue période pour

la zone euro. La grande majorité des matières premières brutes étant importées, le terme des prix à l'importation π_t^m corrige pour la différence entre la variable du modèle et la variable des données. Enfin, le terme d'erreur ε_t intègre les variations de l'inflation qui ne s'expliquent pas par la spécification en (1). Les chocs internes sur les coûts sont notamment compris dans ce terme. Nous supposons que ces chocs ont une variance constante et fluctuent autour d'une valeur moyenne égale à zéro.

La suite du présent article évalue l'importance de chacun des quatre déterminants de l'inflation π_{t-1} , π_t^e , U_t^{GAP} et π_t^m . À cet égard, il est essentiel que les paramètres associés à ces variables puissent varier dans le temps. Cela permet de vérifier si la dynamique de l'inflation diffère aujourd'hui de celle relevée dans le passé. Une augmentation du paramètre θ_t signifierait que les anticipations d'inflation jouent un rôle accru dans la détermination de l'inflation actuelle ainsi que la persistance de l'inflation est plus faible. La variation de la tendance de γ_t permet de déterminer si l'inflation est récemment devenue plus sensible aux développements internationaux en raison de la mondialisation, par exemple. Enfin, la variation dans le temps de κ_t (la « pente » de la courbe de Phillips) permet d'examiner l'évolution de la sensibilité de l'inflation à la position cyclique intérieure au cours des dernières décennies.

2.2 Analyse empirique et résultats

Pour estimer les paramètres de la courbe de Phillips dans l'équation (1), on les réécrit comme les termes d'un modèle dit « d'espace d'états », dans lequel les paramètres sont considérés comme des variables non observées qui suivent un processus simple de série temporelle. L'on estime ensuite l'évolution dans le temps de ces variables inconnues à l'aide d'un filtre Kalman et de techniques bayésiennes. L'encadré 1 décrit plus en détail l'analyse économétrique.

L'estimation se fait sur la base de données trimestrielles pour la zone euro. L'échantillon couvre la période entre le premier trimestre de 1971 et le deuxième trimestre de 2013, où les dix premières années constituent un échantillon d'apprentissage dans la procédure d'estimation. Les chiffres de l'inflation IPCH, du chômage et des prix relatifs à l'importation sont tirés de la banque de données du modèle relatif à l'ensemble de la zone euro, ou Area Wide Model (T1 1971-T4 2011), et sont complétés par des chiffres d'Eurostat (T1 2012-T2 2013). Toutes ces séries ont été corrigées des effets saisonniers. Les chiffres de l'inflation sont des variations de pourcentage trimestrielles annualisées et sont corrigés de l'incidence des variations des impôts indirects, mais

seulement à partir du premier trimestre de 2003 (en raison de la disponibilité limitée des données). Le chômage conjoncturel est calculé comme la différence entre le taux de chômage et son évolution tendancielle, calculée à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott (HP). Il y a lieu de remarquer que pour les périodes les plus récentes, cette estimation est sujette à des erreurs de mesure. En effet, en bout d'échantillon le filtre HP accorde un poids supérieur à l'évolution de la tendance en comparaison de la composante cyclique d'une série temporelle. De cette manière, la composante cyclique de la hausse du taux de chômage durant la récente crise économique et financière a pu être sous-estimée. L'inflation des prix à l'importation est la variation de pourcentage trimestrielle annualisée du déflateur des prix à l'importation par rapport au déflateur du PIB. Les données relatives aux anticipations d'inflation à long terme pour la zone euro sont issues de Consensus Economics (inflation attendue pour la période de cinq ans qui commence dans cinq ans) à partir du T1 de 1990⁽¹⁾. Pour les années 70 et 80, ces attentes à long terme sont estimées sur la base de la tendance observée de l'inflation, calculées à l'aide d'un filtre HP.

Le graphique 3 montre l'évolution estimée des différents paramètres de la courbe de Phillips, résumée par la médiane et par l'intervalle de probabilité de 68 % de la distribution a posteriori⁽²⁾. En accord avec FMI (2013b), l'on peut procéder à quelques constatations. Tout d'abord, au cours des trois dernières décennies, l'inflation a, dans une plus grande mesure, été influencée par ses anticipations de long terme. Le quadrant de gauche du graphique 3 montre que θ_t a lentement mais sûrement progressé depuis le début des années 80, passant d'une valeur d'environ 0,72 à 0,81 en 2013. Inversement, cette évolution implique que la persistance de l'inflation a diminué, amenant les écarts de l'inflation par rapport à leur tendance de long terme à être aujourd'hui moins persistants que dans les années 80 et 90. Ces constats peuvent être associés à une politique monétaire qui, après la stagflation des années 70, s'est axée de plus en plus sur le maintien de la stabilité des prix. Ainsi, l'objectif principal de l'Eurosystème consiste à maintenir la stabilité des prix. Celle-ci a été définie comme une croissance annuelle de l'IPCH pour la zone euro inférieure à, mais proche de, 2 % sur le moyen terme. Le taux d'inflation

(1) Jusque 2003 les anticipations pour la zone euro sont estimées sur la base de la somme pondérée par le PIB des anticipations pour les pays pour lesquels des données sont disponibles.

(2) Ces résultats résistent à différentes mesures. Ainsi, ils ne varient pas significativement si l'on remplace, pour l'utilisation des capacités de production, le chômage conjoncturel par l'écart en pourcentage entre le PIB et son évolution tendancielle (mesurée à l'aide d'un filtre HP). De même, lorsque l'inflation n'est pas corrigée des modifications opérées dans les impôts indirects, les résultats restent valables, même si l'on observe dans ce cas une augmentation moins prononcée de la pente de la courbe de Phillips au cours de la période récente. En effet, comme cela a été évoqué dans la deuxième partie, l'inflation non corrigée se contracte de manière moins prononcée, de sorte qu'une augmentation identique du chômage conjoncturel s'accompagne d'une diminution plus contenue de l'inflation.

Encadré 1 – Détails de l'analyse économétrique

La représentation en espace d'états de la courbe de Phillips avec des paramètres variables dans le temps (1) peut s'écrire comme suit en notation matricielle :

$$\beta_t = I_3 \beta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q), \quad (2)$$

$$y_t = x_t' \beta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (3)$$

où,

$$y_t = (\pi_t - \pi_{t-1}), \quad x_t = \begin{pmatrix} \pi_t^e - \pi_{t-1} \\ U_t^{GAP} \\ \pi_t^m \end{pmatrix}, \quad \beta_t = \begin{pmatrix} \theta_t \\ \kappa_t \\ \gamma_t \end{pmatrix}, \quad v_t = \begin{pmatrix} v_t^1 \\ v_t^2 \\ v_t^3 \end{pmatrix}.$$

La représentation ci-dessus en espace d'états de la courbe de Phillips modélise la variation dans le temps indirectement observée dans le vecteur de paramètre β à l'aide d'une description mathématique des éléments suivants : (i) l'évolution dynamique des paramètres (l'équation d'état (2)), et (ii) la manière dont cette dynamique non directement observée s'exprime dans les variables directement observées (l'équation d'observation (3)). L'on suppose que l'évolution dynamique des paramètres suit une marche aléatoire. C'est pourquoi le terme autorégressif dans l'équation d'état (2) est représenté par la matrice identité I_3 .

L'évolution temporelle sur T trimestres des paramètres de la courbe de Phillips est appréhendée de la manière suivante : $\beta^T = [\beta_1', \dots, \beta_T']$. Outre β^T la matrice variance-covariance Q des termes d'erreur dans le processus de marche aléatoire (2) et la variance σ_ε^2 des chocs sur les coûts en (3) sont également des inconnues dont il y a lieu de faire l'estimation. Le modèle est estimé à l'aide de techniques bayésiennes. En résumé, la méthode bayésienne formule une distribution stochastique pour les paramètres inconnus (une distribution a posteriori) en combinant les informations contenues dans les données (la vraisemblance) avec les hypothèses de départ quant à la distribution des paramètres inconnus (exprimées à l'aide de distributions a priori). Comme il est impossible de définir une expression mathématique pour les distributions a posteriori, l'on utilise des procédures d'échantillonnage de Gibbs pour évaluer de manière numérique cette distribution de probabilité par prélèvement d'échantillons. L'on utilise à cet effet la technique du filtre Kalman et du Simulation Smoother de Carter et Kohn (1994).

Suivant en cela Primiceri (2005), nous déterminons les hypothèses a priori à l'aide d'un échantillon préparatoire (en l'occurrence les 36 premières observations, de T1 1971 à T4 1979). Ainsi, la moyenne et la variance de l'a priori de β sont choisies sur la base de l'estimateur ponctuel $\hat{\beta}_{OLS}$ et de sa variance $V(\hat{\beta}_{OLS})$, qui résultent de l'estimation de la version fixe dans le temps de la courbe de Phillips (1) sur l'échantillon préparatoire. Plus spécifiquement, le β a priori suit la distribution normale suivante :

$$\beta_0 \sim N(\hat{\beta}_{OLS}, 4.V(\hat{\beta}_{OLS})). \quad (4)$$

Les a priori de Q et σ_ε^2 suivent une distribution de Wishart inversée,

$$Q \sim IW(k_Q^2 \cdot T^{tr} \cdot V(\hat{\beta}_{OLS}), (D_Q + 1)), \quad (5)$$

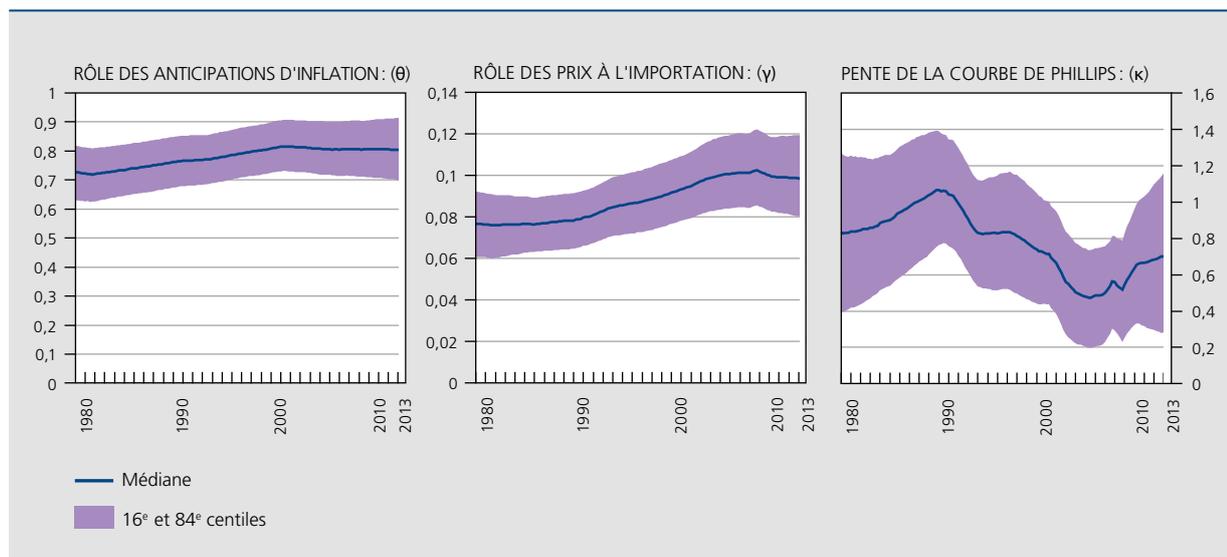
$$\sigma_\varepsilon^2 \sim IW(k_W^2 \cdot (D_\sigma + 1) \cdot I_{D_\sigma}, (D_\sigma + 1)), \quad (6)$$

où,

$k_Q = k_W = 0.01$, $D_Q \equiv$ nombre de rangées de Q (=3), $D_\sigma \equiv$ nombre de rangées de σ_ε^2 (=1), $T^{tr} \equiv$ nombre de périodes dans l'échantillon préparatoire (=36).

GRAPHIQUE 3 CHANGEMENTS DANS LA DYNAMIQUE DE L'INFLATION

Médiane et intervalle de probabilité de 68 % de la distribution a posteriori)



Source : calculs propres.

moyen d'environ 2 % qui a été atteint depuis 1999 renforce la crédibilité d'une politique monétaire orientée vers la stabilité des prix, laquelle a deux implications importantes pour la dynamique inflationniste. D'une part, cette crédibilité participe au bon ancrage des anticipations d'inflation. Il apparaît clairement sur le graphique 4 que les anticipations d'inflation ont diminué depuis la mise en place de l'UEM en 1990 et que depuis la troisième phase de l'UEM elles se situent à un niveau proche de la définition de la stabilité des prix de l'Eurosystème. D'autre part, la crédibilité d'une politique monétaire orientée vers la stabilité des prix amène les agents économiques à accorder davantage de poids aux anticipations d'inflation à long terme dans la détermination de l'inflation actuelle, comme cela ressort de la hausse de θ_t . Les deux effets conduisent au final à un meilleur ancrage de l'inflation observée à l'objectif d'inflation, ce qui renforce encore la crédibilité de la banque centrale.

Deuxièmement, la sensibilité de l'inflation dans la zone euro aux prix à l'importation présente une tendance à la hausse ; le quadrant central du graphique 3 montre que γ_t augmente de manière significative au cours de la période considérée, à savoir de 1980 à 2013. Cette tendance peut s'expliquer notamment par l'ouverture accrue de l'économie de la zone euro. Ainsi, les importations en provenance de l'extérieur de la zone euro sont passées, en pourcentage du PIB, d'une moyenne de 27 % dans les années 80 à une moyenne de 37 % depuis 1999. Par conséquent,

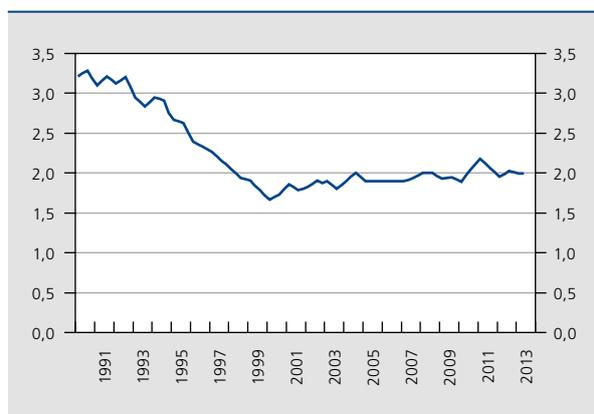
l'augmentation de γ_t confirme l'hypothèse selon laquelle la mondialisation a déclenché une dynamique de l'inflation plus sensible à des facteurs mondiaux tels que les fluctuations des prix à l'importation. Il convient de remarquer que le corollaire de ce constat est que les mouvements des prix des matières premières échangées sur les marchés internationaux se reflètent plus largement dans l'évolution des prix à la consommation.

Enfin, comme le montre l'évolution descendante de la pente κ_t de la courbe de Phillips dans le quadrant de droite du graphique 3, l'incidence immédiate du chômage cyclique sur le niveau de l'inflation diminue à mesure que l'on examine des périodes plus récentes. Il convient toutefois de souligner qu'en raison de la récente crise économique et financière, la courbe de Phillips semble s'être à nouveau redressée. Ce revirement peut s'expliquer par la mesure utilisée pour déterminer le chômage cyclique. En effet, les variations des séries temporelles à la fin de l'échantillon sont traditionnellement attribuées par le filtre HP à l'évolution tendancielle de ces séries. Il en résulte une surestimation de la pente de la courbe de Phillips, car la mesure utilisée sous-estime le recul réel de la demande au cours de la crise économique et financière actuelle.

Un aplatissement de la courbe de Phillips reflète essentiellement des variations dans la fixation des prix et des salaires. La littérature économique récente avance certaines hypothèses susceptibles d'expliquer

GRAPHIQUE 4 ATTENTES D'INFLATION À LONG TERME DANS LA ZONE EURO DEPUIS 1990⁽¹⁾

(pourcentages, données trimestrielles, attentes d'inflation à cinq ans dans cinq ans)



Source : Consensus Economics.

(1) Les données pour la zone euro sont disponibles à partir de 2003. Pour la période 1990-2002, les anticipations relatives à la zone euro sont calculées sur la base de la somme pondérée par le PIB des données des pays pour lesquels des anticipations sont disponibles.

ces changements de comportement – ainsi que la baisse de la pente de la courbe de Phillips. Certains attribuent l'aplatissement de la courbe de Phillips à la politique monétaire axée sur la stabilité des prix qui a été menée au cours de ces deux dernières décennies. D'une part, une politique crédible de stabilité des prix engendre un meilleur ancrage des anticipations d'inflation et, in fine, une stabilisation de l'évolution de l'inflation. Bayoumi et Sgheri (2004) affirment que cette baisse de la volatilité de l'inflation et les coûts d'ajustement de la fixation des prix (comme les « coûts de menu ») incitent les entreprises à adapter moins rapidement leurs prix à la situation conjoncturelle. D'autre part, une diminution du niveau moyen de l'inflation peut également entraîner un aplatissement de la courbe de Phillips. D'après Ball et al. (1989), dans un environnement caractérisé par une inflation plus basse, les entreprises prêtent davantage attention aux coûts de menu et revoient moins fréquemment leurs prix. D'autres chercheurs (comme Coenen, 2003 ; Meier, 2010 ; Benigno et Ricci, 2011 et Yellen, 2012) estiment qu'en cas d'inflation tendancielle faible, les rigidités nominales à la baisse des prix et des salaires deviennent plus pertinentes. Celles-ci impliquent par exemple que les travailleurs n'acceptent pas ou difficilement une baisse du salaire nominal. Lorsque l'inflation est faible et qu'une récession exerce une pression à la baisse sur les salaires, ceux-ci ne diminueront donc pas ou peu en cas de rigidités nominales à la baisse, de sorte que le repli de l'inflation sera relativement moindre que quand un même recul de la demande se manifeste alors que l'inflation est plus élevée.

Selon une étude du FMI (2006), l'aplatissement de la courbe de Phillips est un phénomène mondial. Partant de ce constat, l'aplatissement de la courbe de Phillips est également souvent imputé à la mondialisation (cf. par exemple FMI, 2006 et Borio et Filardo, 2007). En effet, dans une économie intégrée au niveau mondial, la concurrence étrangère pèse sur le pouvoir de marché des entreprises nationales. En réaction, et avec pour objectif de préserver leurs parts de marché, les entreprises feront davantage correspondre leurs prix à la moyenne du marché, ce qui implique une rigidité (réelle) des prix plus importante.

Il est à noter que l'analyse empirique examinée dans cette partie était ces deux explications de l'aplatissement de la courbe de Phillips. En effet, la hausse de θ_t confirme la crédibilité accrue de la politique monétaire, tandis que la hausse de γ_t montre que la mondialisation influence le processus de l'inflation. À cet égard, il se peut donc que les principales causes des changements survenus dans les paramètres de la courbe de Phillips soient fortement corrélées.

3. Implications pour la politique monétaire

Cette dernière partie a pour objet de vérifier quelles sont les éventuelles implications pour la politique monétaire des changements abordés plus haut dans la dynamique de l'inflation.

La constatation d'un meilleur ancrage de l'inflation à la définition de la stabilité des prix adoptée par la banque centrale – conséquence d'une plus grande sensibilité de l'inflation aux anticipations d'inflation, qui pour leur part se situent à un niveau proche de 2 % depuis 1999 – suggère que l'efficacité de la politique monétaire à travers le canal traditionnel du taux d'intérêt s'est accrue au cours des dernières décennies. En effet, dans un environnement caractérisé par une faible volatilité de l'inflation et des anticipations d'inflation, la banque centrale peut orienter les taux d'intérêt réels de manière plus contrôlée par l'intermédiaire de son taux directeur (nominal). Ce contrôle amélioré sur les taux d'intérêt réels se montre surtout avantageux en cas de marasme économique – comme la grande récession –, lorsque les taux directeurs s'approchent de leur plancher. Si, en pareilles situations, l'inflation décroissante génère des attentes de nouvelles baisses de l'inflation, les taux d'intérêt réels augmenteront effectivement. Cette hausse ne peut dès lors pas être compensée par un nouvel abaissement des taux directeurs, ceux-ci ayant atteint leur plancher. Cela peut donc mener à une déflation associée à de

nouvelles pressions à la hausse sur les taux d'intérêt réels, permettant ainsi l'apparition d'une spirale déflationniste.

Cette observation positive relative à l'ancrage de l'inflation ne peut toutefois engendrer un sentiment d'auto-satisfaction. En effet, elles apparaissent comme étant le résultat – et, partant, dépendent – de la politique menée qui vise clairement à préserver la stabilité des prix. À cet égard, il importe que l'Eurosystème continue à respecter cet engagement et veille à ce que sa politique aborde cet objectif principal de manière cohérente et symétrique. Dans le cas contraire, la crédibilité de la banque centrale et le bon ancrage de l'inflation (et des anticipations la concernant) à la cible d'inflation risquent d'être ébranlés. En outre, Svensson (2013) suggère qu'un écart à la baisse de longue durée de l'inflation observée par rapport à la définition de la stabilité des prix peut également avoir des conséquences macroéconomiques négatives en cas d'anticipations d'inflation solidement ancrées. D'après Svensson, les taux d'intérêt et les salaires réels élevés – sous-optimaux ex post – qui en découlent entraînent une sous-utilisation des capacités de production et, partant, un chômage cyclique.

Avec sa politique d'orientations prospectives (forward guidance), l'Eurosystème semble d'ores et déjà consolider son engagement en faveur de la préservation de la stabilité des prix – ce qui, dans la situation actuelle, revient à éviter un écart à la baisse de la cible d'inflation. Cette politique a été confirmée en novembre et renforcée par un abaissement du taux d'intérêt des opérations principales de refinancement et de celui de la facilité de prêt marginal à respectivement 0,25 et 0,75 %. Cette orientation accommodante de la politique monétaire est effectivement censée soutenir le redressement de l'économie afin de retrouver à moyen terme des taux d'inflation compatibles avec la définition de la stabilité des prix.

L'importance que les banques centrales (y compris l'Eurosystème) accordent au maintien de la stabilité des prix repose sur la conviction que celui-ci est la meilleure contribution que la politique monétaire puisse fournir à une macroéconomie stable⁽¹⁾. Les observations théoriques, comme le principe de divine coïncidence formulé par Blanchard et Gali (2007), semblent le confirmer. Selon ce principe, la stabilisation de l'inflation implique également la stabilisation de l'écart de production. Autrement dit, la banque centrale n'est pas confrontée à un arbitrage de court terme entre la stabilisation de l'inflation et

l'activité économique. Comme le reconnaissent Blanchard et Gali (2007), dans la pratique, cette divine coïncidence s'avère être d'une pertinence limitée puisqu'elle ne se vérifie que dans un modèle très simple. Dans un modèle plus réaliste, les chocs d'offre, comme les chocs sur les coûts dans la courbe de Phillips décrite plus haut (1), impliquent un arbitrage de court terme entre la stabilisation de l'inflation et l'activité économique. C'est pourquoi la définition de la stabilité des prix utilisée par l'Eurosystème contient dès lors une orientation explicite vers le moyen terme, ce qui entrave toute réaction rapide à des évolutions à court terme de l'inflation résultant de chocs d'offre. Le délai exact de réaction de la banque centrale aux variations de l'inflation dépend donc de sa perception de ces fluctuations (dictées par l'offre ou la demande). Un choix politique bien pensé exige donc une analyse approfondie des facteurs qui sont à la base des cycles conjoncturels observés. L'aplatissement de la courbe de Phillips rend cette analyse d'autant plus pertinente.

S'agissant des chocs de demande, l'aplatissement de la courbe de Phillips semble réduire la valeur informative des variations de l'inflation. En effet, en pareille situation, de faibles écarts de l'inflation par rapport à la cible peuvent dissimuler d'importants déséquilibres réels – c'est-à-dire des écarts de production considérables. D'autre part, l'aplatissement de la courbe de Phillips accroît l'arbitrage en cas de chocs d'offre. Ramener l'inflation autour de la cible après un choc d'offre requiert ainsi une variation accrue de l'écart de production. Par conséquent, en cas d'aplatissement de la courbe de Phillips, il est impératif de réagir rapidement et efficacement aux fluctuations de l'inflation dues aux chocs de demande, mais également de réagir prudemment aux variations de l'inflation dues aux chocs d'offre. Ceci souligne l'importance d'une analyse approfondie soutenant les décisions de politique monétaire et d'une stratégie orientée sur le moyen terme (cf. également FMI, 2013b). Il faut remarquer que le plus fort ancrage de l'inflation, qui réduit la volatilité de cette dernière, autorise aussi la banque centrale à réagir de manière plus graduelle à des chocs d'offre.

Enfin, il convient de noter que l'aplatissement de la courbe de Phillips ne peut consister en un plaidoyer visant à stimuler l'activité économique au-delà de son niveau potentiel – aux dépens d'un niveau d'inflation apparemment à peine plus élevé. En effet, comme évoqué dans la partie précédente, l'aplatissement de la courbe de Phillips n'est pas nécessairement une donnée structurelle, mais peut-être précisément la conséquence de – et est conditionnée à – une politique monétaire crédible axée sur la stabilité des prix. Par conséquent, le changement en faveur d'une politique monétaire qui prêterait moins

(1) Pour une discussion des implications de la crise financière sur le mandat des banques centrales – et, en particulier, sur la question de savoir si elles doivent également intégrer la stabilité financière dans leur mandat –, voir Smets (2013). Ces considérations sortent toutefois du cadre du présent article.

attention à la stabilité des prix ne risquerait pas seulement de conduire à une érosion de l'ancrage d'inflation, mais aussi à un nouveau raidissement de la courbe de Phillips.

Bien que la discussion développée plus haut offre un aperçu des implications pour la politique monétaire de la variation observée de la dynamique de l'inflation, celle-ci expose également la nécessité d'une analyse structurelle approfondie des causes de la variation de la dynamique de l'inflation. C'est principalement la question de savoir si l'aplatissement de la courbe de Phillips est la conséquence de l'orientation changeante de la politique monétaire plutôt que de facteurs structurels comme la mondialisation qui requiert à cet égard un examen plus approfondi. La confrontation des résultats avec une mesure de l'écart de production estimée à travers le modèle devrait aussi donner lieu à de plus amples recherches.

Bibliografie

- Ball L.M., N.G. Mankiw et D. Romer (1989), *The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off*, NBER, Working Paper 1111.
- Bayoumi T. et S. Sgherri (2004), *Deconstructing the Art of Central Banking*, IMF, Working Paper 195.
- Benigno P. et E. Faia (2010), *Globalization, Pass-Through and Inflation Dynamics*, NBER, Working Paper 15842.
- Benigno, P. en L.A. Ricci (2011), « The Inflation-Output Trade-Off with Downward Wage Rigidities », *American Economic Review*, 101 (4), 1436–1466.
- Blanchard O. et J. Gali (2007), « Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model », *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (1), 35-65.
- Borio C. et A. Filardo (2007), *Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation*, BIS, Working Paper 227.
- Carter C.K. et R. Kohn (1994), « On Gibbs Sampling for State Space Models », *Biometrika*, 81 (3), 541-553.
- Clarida R., J. Gali et M. Gertler (1999) « The Science of Monetary Policy: a New-Keynesian Perspective », *Journal of Economic Literature*, 37 (4), 1661-1707.
- Coenen G. (2003), *Downward nominal wage rigidity and the long-run Phillips Curve: simulation-based evidence for the euro area*, ECB, Working Paper 270.
- Fagan G., J. Henry et R. Mestre (2001), *An area-wide model (AWM) for the euro area*, ECB, Working Paper 42.
- FMI (2006), « Quelle influence la mondialisation a-t-elle eue sur l'inflation ? », *Perspectives de l'économie mondiale*, Chapitre III, avril.
- FMI (2013a), « Perspectives nationales et régionales », *Perspectives de l'économie mondiale*, Chapitre II, octobre.
- FMI (2013b), « Telle l'histoire du chien qui n'a pas aboyé: l'inflation a-t-elle été muselée, ou s'est-elle simplement assoupie ? », *Perspectives de l'économie mondiale*, Chapitre III, avril.
- Guerrieri L., C. Gust et J. D. Lopez-Salido (2010), « International Competition and Inflation: A New Keynesian Perspective », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (4), 247-280.
- Ide S., J. Boeckx et D. Cornille (2009), « Déflation, démon d'un lointain passé ou réel danger pour le présent ? », *BNB, Revue économique*, septembre.
- Matheson T. et E. Stavrev (2013), « The Great Recession and the Inflation Puzzle », *Economics Letters*, 120 (3), 468-472.
- Meier A. (2010), *Still Minding the Gap – Inflation Dynamics during Episodes of Persistent Large Output Gaps*, IMF, Working Paper 189.
- Phillips W. (1958), « The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957 », *Economica*, 25 (100), 283-299.
- Primiceri G. E. (2005), « Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy », *The Review of Economic Studies*, 72 (3), 821-852.

Samuelson P.A. et R.M. Solow (1960), « Analytical aspects of anti-inflation policy », *American Economic Review*, 50 (2), 177–194.

Smets F. (2013), *Financial stability and monetary policy: How closely interlinked*, discours présenté à la conférence de la Banque royale de Suède sur le thème « 20 Years of Inflation Targeting: Lessons and Challenges », Stockholm, 30 May.

Svensson, L.E.O. (2013), *The Possible Unemployment Cost of Average Inflation below a Credible Target*, NBER, Working Paper 19442.

Yellen J. L. (2012), *Perspectives on Monetary Policy*, discours au Boston Economic Club, US, 6 June.