



La courbe de Phillips existe-t-elle encore ?

Clémence BERSON, Louis DE CHARSONVILLE
Pavel DIEV, Violaine FAUBERT
Laurent FERRARA, Sophie GUILLOUX-NEFUSSI
Yannick KALANTZIS, Antoine LALLIARD
Julien MATHERON, Matteo MOGLIANI
Direction générale des Études
et des Relations internationales

Cette lettre présente le résultat de travaux de recherche menés à la Banque de France. Les idées exposées dans ce document reflètent l'opinion personnelle de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Les éventuelles erreurs ou omissions sont de la responsabilité des auteurs.

Les estimations réalisées à la Banque de France montrent que la pente de la courbe de Phillips dans la zone euro est restée faible mais stable et significativement différente de zéro depuis la crise. Dans les pays du G7, le coefficient de l'inflation passée est devenu peu significatif depuis les années 1980, ce qui suggère une mutation vers une courbe dite « non-accélérationniste ». Les conditions de demande mondiale sont captées par les prix importés, dont le prix du pétrole. La persistance d'un écart de production négatif et la chute du prix du pétrole expliquent largement la faiblesse de l'inflation en zone euro depuis 2014. Toutefois, d'autres facteurs comme la faiblesse de la dynamique des salaires voire un risque de désancrage des anticipations d'inflation ont pu jouer, ce dernier risque ayant motivé une réponse forte de politique monétaire.

La courbe de Phillips (CP) a 60 ans, pourtant le débat sur sa validité reste vif et nourri. Aujourd'hui, beaucoup s'interrogent sur la disparition de la CP (*The Economist*, 2017 ; Brainard, 2017 ; *Trésor-Éco*, 2017).

Ce *Rue de la Banque* propose de contribuer au débat en présentant des estimations récentes réalisées à la Banque de France. Il convient de rappeler au préalable la diversité des spécifications possibles de la CP (pour une revue, voir Le Bihan, 2009). Partant d'une relation entre la croissance des salaires et le taux de chômage (Phillips, 1958), la CP s'est rapidement sophistiquée en incorporant dès les années 1960 les anticipations d'inflation, puis dans les années 1980 en remplaçant les salaires par les prix comme variable expliquée (de nombreux travaux substituant aussi l'écart de production au chômage comme variable explicative). Enfin, dans sa version la plus récente, la courbe de Phillips des nouveaux keynésiens (*New Keynesian Phillips Curve* – NKPC) est une relation entre l'inflation, l'inflation anticipée et l'écart de production.

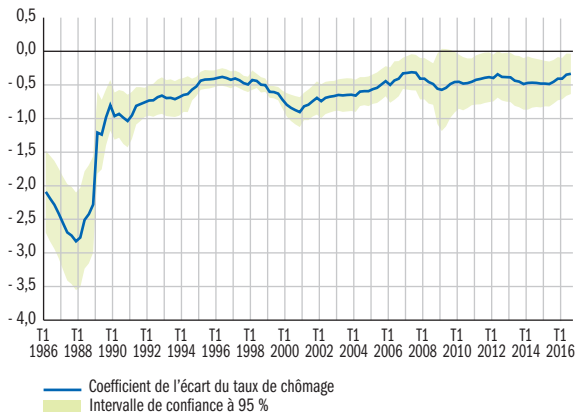
Estimations récentes de la courbe de Phillips à la Banque de France

Afin de mettre en évidence l'évolution de cette relation au niveau mondial, nous estimons dans un premier temps une CP pour le panel des pays du G7 depuis le milieu des années 1980 jusqu'à 2016. Cette régression sur des données trimestrielles en panel cherche à expliquer l'inflation par (i) l'écart du taux de chômage à son niveau structurel et (ii) les anticipations d'inflation mesurées par une moyenne mobile sur les 4 derniers trimestres. Le modèle est estimé sur une fenêtre glissante de 60 trimestres.

Nous observons que la pente de la courbe de Phillips a significativement baissé depuis les années 1980 jusqu'au milieu des années 1990 (cf. graphique 1), mais elle est restée relativement stable depuis, autour de 0,5 en valeur absolue.

S'agissant du coefficient de l'inflation passée, on note qu'il est resté inférieur à mais proche de 1 jusqu'au milieu

G1 Coefficient estimé de l'écart du taux de chômage dans les pays du G7



Source : calculs des auteurs.

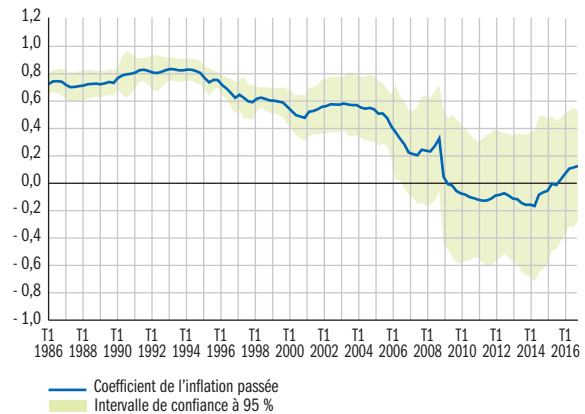
des années 1990, puis a commencé à baisser jusqu'à n'être plus statistiquement différent de zéro sur la période récente (cf. graphique 2). Ainsi, nous sommes passés d'une courbe de Phillips dite « accélérationniste », où le taux de chômage influence les variations de l'inflation, à une courbe dite « non-accélérationniste », où il influence le niveau de l'inflation. Ce changement reflète principalement une modification dans la formation des anticipations par les agents. Deux facteurs explicatifs potentiels sont mis en avant, notamment par Blanchard (2018), qui obtient empiriquement un résultat similaire sur les données américaines. D'une part, une meilleure crédibilité de la politique monétaire, notamment via l'adoption du ciblage d'inflation, a pu rendre le processus de formation des anticipations d'inflation davantage prospectif que rétrospectif. D'autre part, l'inflation étant faible et stable, elle n'est peut-être plus prise en compte dans le processus de fixation des prix et des salaires. Distinguer l'importance relative de ces deux facteurs n'est pas évident, et peut dépendre du type d'agents considérés (ménages ou entreprises).

Pour la zone euro, nous avons testé un certain nombre de spécifications utilisant diverses variables de sous-emploi (chômage et différentes mesures d'écart de production) et de prix importés (prix d'importation, prix du Brent etc.) Si les résultats sont largement comparables entre eux, notre *spécification préférée*¹ est la suivante :

$$\Delta \log IPCH_t^{SA} = const + c_1 \Delta \log IPCH_{t-1}^{SA} + c_2 OG_{(t-1)} + c_3 \Delta \log PI_t + c_4 DTVA_t + \varepsilon_t$$

où $IPCH_t^{SA}$ est l'indice de prix à la consommation harmonisé, corrigé des variations saisonnières, OG est l'écart de production, PI représente les prix relatifs

G2 Coefficient estimé de l'inflation passée dans les pays du G7



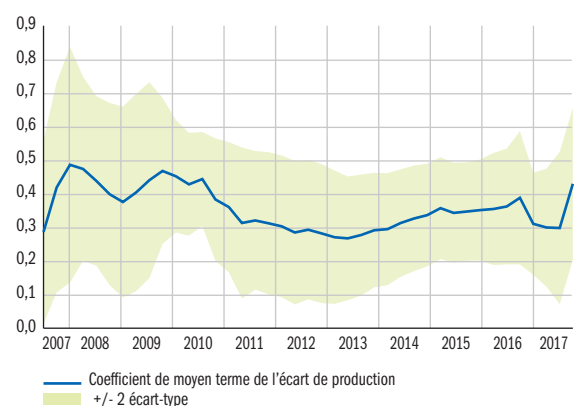
Source : calculs des auteurs.

des importations (prix d'importations hors zone euro, divisés par le déflateur du PIB), et $DTVA$ est une variable indicatrice de changement du taux principal de TVA.

L'estimation récursive de cette équation sur une fenêtre glissante de 36 trimestres² permet d'apprécier l'évolution de la pente de « moyen terme » de la courbe de Phillips (soit $\frac{c_1}{1-c_1}$). Les résultats (cf. graphique 3) indiquent une pente stable, au voisinage de 0,4 en rythme annuel. Elle est également significativement non nulle sur l'ensemble des échantillons considérés.

G3 Pente de la courbe de Phillips en zone euro

(fenêtre glissante de 36 trimestres, début de la première estimation : T4 1998)



Note : Pente de moyen terme en rythme annuel donnée par $4 * c_2 / (1 - c_1)$.
Source : calculs des auteurs.

1 Voir aussi Rue de la Banque n° 6 et n° 37.
2 Les données pour la zone euro démarrent en 1999 ce qui nous oblige à réduire la taille de la fenêtre glissante afin de couvrir la période de la crise.

T1 Courbes de Phillips pour l'IPCH ^{a)} total zone euro

(1999-2017, données trimestrielles)

Variable endogène : $\pi(t)$	Équation 1	Équation 2
Constante	0,26***	0,32***
$\pi(t-1)$	0,39***	0,27**
Écart de production ZE ($t-1$)	0,04*	0,07***
Écart de production mondial hors ZE ($t-1$)	0,00	- 0,02
Δ prix d'importation (t)		0,09***
Indicatrice hausses TVA	0,17**	0,22***
R ² ajusté	0,23	0,57

a) Indice des prix à la consommation harmonisé.

Note : L'écart de production mondial hors ZE est ici calculé à partir d'un filtre Hodrick-Prescott. Les résultats sont robustes à l'usage d'autres mesures, issues de fonctions de production. Les signes ***, ** et * indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.
Source : calculs des auteurs.

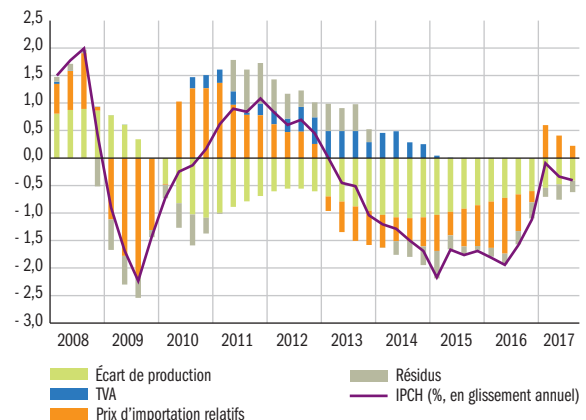
Auer, Borio et Filardo (2017) soulignent l'importance croissante du rôle de l'écart de production mondial et la diminution du rôle de l'écart de production national dans la dynamique des prix domestiques, dans un contexte d'intégration mondiale des chaînes de production. Toutefois, ces conclusions ne font pas l'objet d'un consensus. Mikolajun et Lodge (2016) concluent notamment que l'écart de production mondial n'a pas d'effet direct sur l'inflation des économies de l'OCDE. Les auteurs estiment qu'une fois pris en compte le prix des matières premières, il n'est pas nécessaire d'inclure d'autres facteurs mondiaux dans la courbe de Phillips. Les courbes de Phillips estimées pour la zone euro montrent (cf. tableau) que les conditions de demande mondiale ont certes un effet sur l'inflation domestique, mais que celui-ci passe par les prix importés, au premier rang desquels figure le prix du pétrole.

Pourquoi l'inflation est restée faible

Entre 2014 et 2017, l'inflation en zone euro s'est établie en moyenne à 0,5%, très en dessous de sa moyenne de long terme. Notre spécification préférée de la CP décrite ci-dessus permet de quantifier le rôle du cycle économique et des prix internationaux dans la baisse récente de l'inflation en zone euro (cf. graphique 4). Cette décomposition montre que la baisse des prix d'importation liée à la baisse du prix du pétrole et l'écart de production négatif ont contribué à la faiblesse de l'inflation sur la période 2014-2016, dans des proportions similaires. Toutefois, la présence de résidus négatifs à partir de 2014 suggère que d'autres facteurs ont pu jouer un rôle.

G4 Contributions à l'inflation en zone euro

(écart à la moyenne de l'échantillon, en points de pourcentage)



Note : Moyenne de l'échantillon de l'inflation IPCH : 1,9 %.
Source : calculs des auteurs.

Ces résidus négatifs peuvent être en partie expliqués par la faiblesse de la dynamique des salaires depuis la reprise. Plusieurs facteurs peuvent être avancés, parmi lesquels : (i) des effets de composition de la population employée ; (ii) une compensation de la rigidité nominale des salaires à la baisse ; (iii) le vieillissement de la population active.

Durant la période 2008-2011, l'ajustement limité des salaires moyens est expliqué principalement par le fait que les pertes d'emploi ont concerné des salariés peu qualifiés et peu expérimentés dont le salaire est moins élevé (Verdugo, 2016). En période de reprise, le même phénomène de composition de la force de travail devrait jouer en sens inverse : des salariés moins qualifiés et moins expérimentés sont réintégrés dans la masse salariale, faisant baisser le salaire moyen.

La littérature empirique sur l'évolution des salaires montre l'existence en Europe d'une rigidité des salaires de base nominaux à la baisse (voir notamment Marotzke et al., 2017). En période de faible inflation, cela a pu réduire les capacités d'adaptation des entreprises aux chocs négatifs. En période de croissance de l'activité, les entreprises prennent en compte cette rigidité et anticipent la difficulté des baisses de salaire futures. Elles peuvent ainsi limiter la croissance des salaires lorsque l'activité reprend (Elsby, 2009).

Le vieillissement de la population a également pu limiter la hausse des salaires durant la reprise de l'activité. De 2009 à 2016, la part dans l'emploi des plus de 50 ans a progressé par rapport à la part des 15-49 ans, en raison

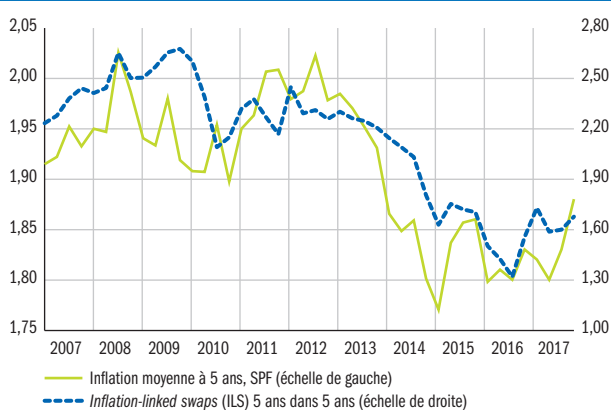
des différentes réformes des systèmes de retraite ainsi que des effets générationnels liés à l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail. Cette progression constitue un choc positif sur l'offre de travail, susceptible d'exercer une pression à la baisse sur les salaires (Mojon et Ragot, 2018).

Réponse de politique monétaire

Autre facteur, à la mi-2014, on a pu constater un fort décrochage des anticipations d'inflation à long terme par rapport à la cible « en dessous, mais proche de 2% » (cf. graphique 5), qu'elles soient mesurées à partir d'une enquête auprès de prévisionnistes professionnels (*Survey of Professional Forecasters*, SPF) ou à partir de données de marchés (*inflation-linked swaps*, ILS). Au même moment, la part des fluctuations de l'IPCH expliquée par les résidus de la courbe de Phillips a significativement crû (cf. graphique 4).

G5 Anticipations d'inflation en zone euro

(moyenne annuelle en %)



Note : Les ILS ont été trimestrialisés en formant les moyennes calendaires.
Sources : BCE (SPF) ; Bloomberg (ILS).

Dans le langage des modèles de la nouvelle synthèse néoclassique, ces résidus négatifs peuvent aussi être le signe d'une dérive baissière des anticipations d'inflation. Tous ces éléments témoignent d'un risque de désancrage des anticipations d'inflation (voir le discours de Mario Draghi à Jackson Hole, en août 2014).

C'est la raison pour laquelle l'Eurosystème a alors mis en œuvre une série de mesures destinées à soutenir la demande et le crédit. Ces mesures, par leur nombre et par leur ampleur sans précédent, ont contribué à soutenir la demande et à endiguer le décrochage des anticipations d'inflation. En cohérence avec les délais usuels de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle, elles visent à faire converger l'inflation vers sa cible de long terme, proche de mais inférieure à 2%.

Conclusion

Les résultats de nos estimations montrent que la relation prix-activité s'est aplatie dans les années 1980 mais est restée significative depuis. Les implications pour la politique monétaire sont doubles : (i) d'abord, il y aurait moins de risques qu'une politique monétaire accommodante se traduise par une spirale inflationniste ; (ii) en revanche, le levier de l'économie réelle pour enrayer un décrochage des anticipations d'inflation serait moins puissant qu'il ne l'était avant 1990. Le risque de décrochage des anticipations d'inflation n'étant pas complètement éliminé, ceci pourrait plaider pour garder un biais accommodant dans le processus de normalisation de la politique monétaire. Cependant, nos estimations de la courbe de Phillips demeurent incertaines. Nous devons rester attentifs à l'ensemble des déterminants de l'inflation et en particulier aux changements structurels de l'économie liés notamment à la mondialisation et aux nouvelles technologies, tant sur le marché des biens et services que sur le marché du travail.

Bibliographie

Auer (R.), Borio (C.) et Filardo (A.) (2017)

« *The globalisation of inflation : the growing importance of global value chains* », *BIS Working Papers*, n° 602, Banque des règlements internationaux, janvier.

Blanchard (O.) (2018)

« *Should we reject the natural rate hypothesis ?* », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 32, n° 1, hiver, p. 97-120.

Brainard (L.) (2017)

« *Understanding the disconnect between employment and inflation with a low neutral rate* », Remarks at the Economic Club of New York, 5 septembre.

Chatelais (N.), De Gaye (A.) et Kalantzis (Y.) (2015)

« Inflation basse en zone euro : rôle des prix d'imports et de l'atonie économique », *Rue de la Banque*, n° 6, Banque de France, mai.

Chatelais (N.) et Schmidt (K.) (2017)

« L'impact des prix importés sur l'inflation en zone euro », *Rue de la Banque*, n° 37, Banque de France, janvier.

Draghi (M.) (2014)

« *Unemployment in the euro area* », *speech at the Annual Central Bank Symposium in Jackson Hole*, août.

Elsby (M.) (2009)

« *Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity* », *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 56, n° 2, p. 154-169, mars.

Le Bihan (H.) (2009)

« 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips », *Revue de l'OFCE*, n° 111, octobre.

Marotzke (P.), Anderton (R.), Bairrao (A.), Berson (C.) et Tóth (P.) (2017)

« *Asymmetric wage adjustment and employment in European firms* », *Working Paper Series*, n° 2103, Banque centrale européenne, octobre.

Mikolajun (I.) et Lodge (D.) (2016)

« *Advanced economy inflation : the role of global factors* », *Working Paper Series*, n° 1948, Banque centrale européenne, août.

Mojon (B.) et Ragot (X.) (2018)

« *The labor supply of baby boomers and the weakness of wage inflation* », mimeo, Banque de France et OFCE.

Phillips (A. W.) (1958)

« *The relation between unemployment and the rate of change of money wages rates in the UK, 1861-1957* », *Economica*, vol. XXV, novembre.

The Economist (2017)

« *The Phillips curve may be broken for good* », novembre.

Trésor-Éco (2017)

« Pourquoi l'inflation reste-t-elle si faible dans le monde ? », n° 208, octobre.

Verdugo (G.) (2016)

« *Real wage cyclicality in the Eurozone before and during the Great Recession : Evidence from micro data* », *European Economic Review*, vol. 82, p. 49-69.

Éditeur

Banque de France

Directeur de la publication

Olivier GARNIER

Directeur de la rédaction

Françoise DRUMETZ

Réalisation

Direction de la Communication

Février 2018

www.banque-france.fr

