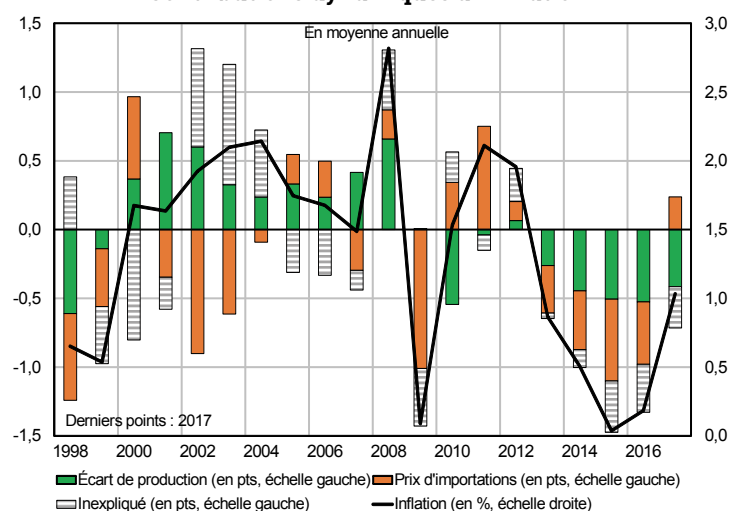


Le lien entre inflation et position dans le cycle depuis cinq ans

- L'effet du cycle économique sur l'inflation (ou effet Phillips) est significatif : une croissance supérieure de 1 pt à son potentiel une année donnée engendre une hausse de l'inflation de 0,3 pt à partir de l'année suivante. Après s'être affaibli dans les années 1970 et 1980, le lien entre position dans le cycle économique et inflation ne semble pas avoir diminué depuis 15 ans.
- Le niveau de l'inflation en France a surpris à la baisse certains observateurs sur les années récentes. L'inflation s'est élevée à +0,2 % en 2016 et +1,0 % en 2017 après quatre années de baisse consécutive de +2,0 % en 2012 à +0,0 % en 2015. Dans le même temps, l'activité était sensiblement inférieure à son potentiel : environ $-1 \frac{1}{2}$ pt en moyenne entre 2013 et 2016.
- La faiblesse de l'inflation entre 2013 et 2016 s'explique par l'atonie prolongée de l'activité économique et par la baisse du prix du pétrole. En moyenne sur la période 2013-2016, l'activité atone aurait pesé à hauteur de $\frac{1}{2}$ pt/an sur l'inflation. La baisse tendancielle du prix du pétrole sur la période a également pesé sur les prix de consommation des ménages pour une ampleur comparable à l'atonie de l'activité ($-\frac{1}{2}$ pt d'inflation). Enfin, les mesures de baisse du coût du travail (CICE, Pacte) et l'accroissement de la concurrence dans les télécommunications ont pesé sur l'inflation ces dernières années.
- La période d'inflation atone de ces dernières années devrait prendre fin progressivement, traduisant avec un certain retard la fermeture entamée de l'écart de production. Ainsi, l'inflation sous-jacente (c'est-à-dire hors composantes les plus volatiles : énergie, alimentaire etc.) augmenterait continument à +0,9 % en 2018 puis +1,1 % en 2019 après +0,4 % en 2017, à un rythme cohérent avec la fermeture prévue de l'écart de production.
- Le niveau modéré de l'inflation suggèrerait un écart de production encore négatif en 2017 en dépit des tensions sur l'appareil productif indiquées par les enquêtes de conjoncture.

Contributions dynamiques à l'inflation



Source : Calculs DG Trésor.

Note de lecture : En 2017, l'écart de $-0,5$ pt de l'inflation (+1,0 %) par rapport à sa moyenne de long terme (+1,5 %) s'explique à $-0,4$ pt par l'écart de production, +0,2 pt par les prix d'imports et $-0,3$ pt par des éléments non modélisés dont le CICE et les télécommunications.

1. Il existe un lien stable en France entre inflation et cycle économique depuis les années 2000

1.1 La mise en exergue du lien entre inflation et cycle fête ses 60 ans

En 1958, l'économiste Phillips¹ met en exergue l'existence d'une relation entre le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage au Royaume-Uni entre 1861 et 1913. Pour Phillips, la baisse du chômage engendre une hausse du pouvoir de négociation des salariés qui se traduit par une hausse des salaires. Deux ans plus tard, les économistes Samuelson et Solow² font référence à Phillips dans leur discussion des conditions d'un arbitrage pour le décideur politique entre l'inflation et le taux de chômage aux États-Unis. Depuis, la courbe de Phillips désigne ainsi la relation entre le taux de croissance des prix et le chômage ou toute autre variable représentant le cycle économique³.

À la fin des années 1970, l'économiste Gordon⁴ a proposé une reformulation de la courbe de Phillips qui demeure largement utilisée dans la littérature économique appliquée.

Dans son modèle, l'inflation dépend de trois éléments principaux :

- L'inflation retardée, qui matérialise la persistance dans la dynamique des prix ;
- Le cycle, qui capture le niveau de demande dans l'économie ;
- Les prix étrangers, qui retracent les chocs d'offre (pétrole, change, matières premières etc.).

Nous retenons ici cette spécification de la courbe de Phillips. Une seconde variante de la courbe de Phillips, dite nouvelle keynésienne, qui repose sur les anticipations d'inflation plutôt que sur l'inflation passée, a été proposée dans la littérature économique à partir des années 1990 après l'émergence de la littérature sur les anticipations rationnelles mais sa validité empirique fait débat (cf. encadré 1).

Encadré 1 : Justification de la modélisation retenue

Le modèle de Gordon est ici préféré à la modélisation plus récente de la courbe de Phillips dite « équation de Phillips des nouveaux keynésiens » (New Keynesian Phillips Curve ou NKPC), apparue dans les années 1990^a et aujourd'hui présente dans les modèles dits « DSGE »^b.

Très utilisée en économie appliquée, la modélisation choisie présente de nombreux avantages : elle a historiquement permis de bien rendre compte de la dynamique des prix ; elle ne suppose pas un type particulier de formation des anticipations ; elle s'estime simplement.

Au contraire, la robustesse de la NKPC, qui s'obtient en résolvant un programme de fixation des prix par les entreprises et aboutit à une relation d'équilibre entre l'inflation, les anticipations d'inflation future, supposées rationnelles, des agents et une variable de cycle, ne fait pas consensus^c. En effet, dans ce type de modèle :

- la variabilité des résultats d'estimation des équations de Phillips à anticipations rationnelles au choix des variables instrumentales utilisées a été mise en avant dans la littérature^d ;
- une désinflation annoncée à l'avance se fait sans impact pour le niveau d'activité si la banque centrale est crédible, or quasiment toutes les périodes de désinflation entre 1960 et 1990 dans les pays développés se sont accompagnées d'une baisse de la production en dessous du potentiel^e (cependant ces politiques n'ont sans doute pas toutes été annoncées à l'avance par des banques centrales crédibles) ;
- les anticipations rationnelles d'inflation ont un rôle central dans la modélisation, or l'économie expérimentale montre que les agents économiques n'utilisent pas toute l'information disponible et surpondèrent des sources d'informations privées issues de l'expérience personnelle de consommation^f.

a. Gali J. et M. Gertler (1999), "Inflation dynamics: a structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44(2), p.195-222.

b. Dynamic Stochastic General Equilibrium.

c. Mankiw N. (2001), "The inexorable and mysterious trade-off between inflation and unemployment", *Economic Journal*, vol. 111, p.45-61 et Rudd J. et K. Whelan (2006), "Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics?", *American Economic Review*, vol.96(1), p.303-320.

d. Rudd J. et K. Whelan (2007), "Modeling Inflation Dynamics: A Critical review of Recent Research", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39(1), p.155-170.

e. Ball L. (1994), "What determines the sacrifice ratio?" in Mankiw N. (1994), *Monetary Policy*, University of Chicago Press, p.155-182.

f. Cavallo A., Cruces G. et R. Perez-Truglia (2017), "Inflation Expectations, Learning and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol.9(3), p.1-35.

(1) Phillips A. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol.25, p.283-299.

(2) Samuelson P. et R. Solow (1960), "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy", *American Economic Review*, vol.50, n° 2, p. 177-194.

(3) Pour un panorama complet sur les variantes successives de la courbe de Phillips dans l'histoire de la pensée économique, voir Le Bihan H. (2009), « 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips », *Revue de l'OFCE*, n° 111.

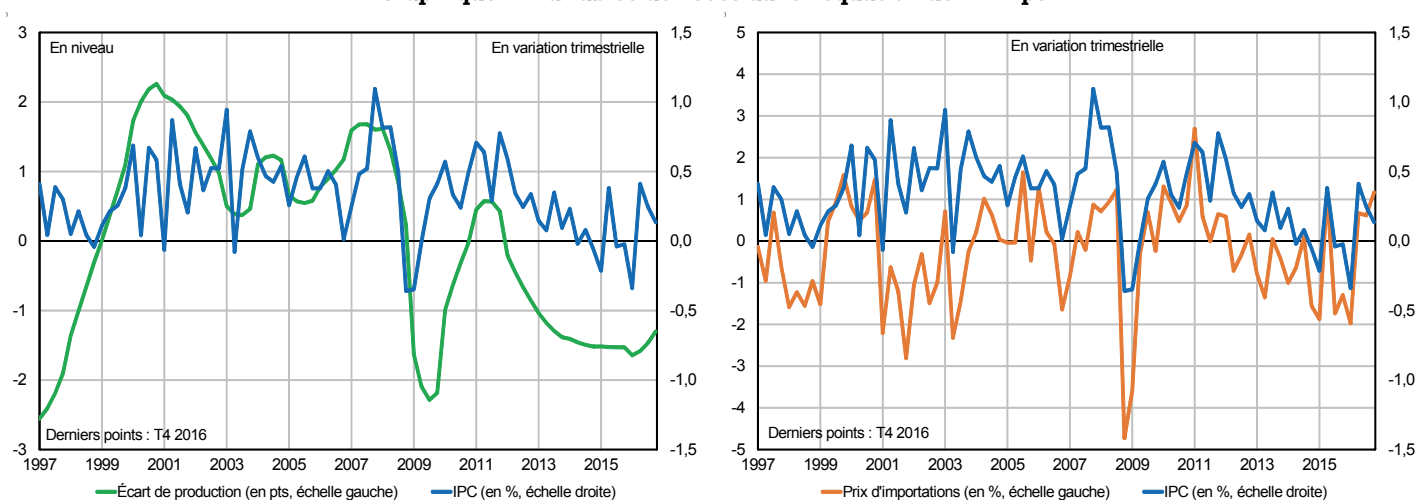
(4) Gordon R. (1977), "The Theory of Domestic Inflation", *American Economic Review*, vol. 67, p.128-134.

1.2 En France, un point d'écart de production supplémentaire engendre une hausse de l'inflation de 0,3 pt à partir de l'année suivante

Sur la base d'un modèle à la Gordon (cf. encadré 2 pour le détail de la spécification utilisée), la croissance de l'indice

des prix à la consommation (IPC) est mise en relation avec l'écart de production (OG) et la croissance des prix d'importations. Les variables utilisées sont représentées ci-dessous.

Graphique 1 : Variables utilisées dans l'équation de Phillips



Source : Insee, calculs DG Trésor.

Encadré 2 : Spécification économétrique de la courbe de Phillips estimée

L'équation de Phillips suivante a été estimée sur la période 1997T1-2016T4 :

$$\Delta IPC_t = 0,33 + 0,11\Delta IPC_{t-2} + 0,07OG_{t-1} + 0,15\Delta PIMP_t + u_t$$

avec ΔIPC le taux de croissance de l'indice trimestriel des prix à la consommation total corrigé des variations saisonnières ; OG l'écart de production estimé par Gatier et Herlin (2016)^a et $\Delta PIMP$ l'évolution trimestrielle des prix relatifs des importations (prix d'importations totales rapporté au prix du PIB)^b.

Cette équation permet d'expliquer 58 % de la variance de l'inflation trimestrielle (R^2 ajusté)^c.

La constante peut être interprétée comme un ancrage partiel des anticipations d'inflation sur une cible, en l'occurrence égale à 1,5 % en annualisé. Autrement dit, il s'agit de l'inflation vers laquelle l'équation converge à écart de production et chocs de prix d'imports nuls. La valeur de cette constante estimée librement est cohérente avec les données : sur l'échantillon considéré, l'inflation moyenne annuelle vaut +1,3 % (mesurée par l'IPCH, elle s'est établie à +1,5 % en France contre +1,7 % en zone euro sur la même période).

Dans cette équation de Phillips, la circularité des estimations de l'inflation et de l'écart de production existe mais est très limitée. En effet, l'écart de production utilisé repose sur une méthode structurelle (dite aussi fonction de production) dans laquelle l'inflation n'intervient pas directement : la dynamique des prix ne joue qu'indirectement, via l'évaluation de l'écart de chômage (différence entre le chômage et le chômage structurel) qui est l'un des éléments servant à évaluer le facteur travail potentiel de l'économie.

a. Gatier A. et A. Herlin (2016), « La croissance potentielle en France », *Trésor-Éco* n° 206.

b. Nous suivons ici la littérature appliquée sur la courbe de Phillips qui retient la déformation des prix d'imports vis-à-vis du prix de la production domestique.

c. Les variables sont stationnaires. Les coefficients sont tous significatifs après correction de Newey-West. L'absence de corrélation sérielle dans les résidus n'est pas rejetée (p-value du test de Breusch-Godfrey : 0,24).

Tableau 1 : Élasticité ou semi-élasticité de l'IPC à des chocs permanents

En niveau de prix en moyenne annuelle	1A	2A
1 pt d'écart de production	0,11	0,44
1 % de prix d'importations	0,40	1,08

En inflation annuelle moyenne	1A	2A
1 pt d'écart de production	0,11	0,33
1 % de prix d'importations	0,40	0,68

Source : *Calculs DG Trésor.*

Note de lecture : Une fermeture permanente d'un point de l'écart de production engendre une hausse du niveau des prix de 0,11 pt la première année et 0,44 pt la deuxième année, soit +0,11 pt d'inflation la première année et +0,33 pt la deuxième année.

Le principal coefficient d'intérêt de la courbe de Phillips est la sensibilité des prix à l'activité économique, appelée aussi « pente de Phillips ». D'après l'estimation, cette pente est 0,33 à moyen terme⁵. Ainsi, une réduction durable de l'écart de production négatif engendre 0,33 pt d'inflation supplémentaire en moyenne annuelle à deux ans (cf. tableau 1).

Cet effet Phillips est cohérent avec la littérature macroéconomique dont les résultats convergent vers une pente de Phillips à l'écart de production de +0,3 pt⁶ pour la France. Dans certains travaux, la variable de cycle est parfois représentée par le NAIRU gap, soit l'écart du chômage à son niveau structurel. Les pentes de Phillips associées au NAIRU gap sont systématiquement plus élevées en valeur absolue que celles associées à l'*output gap*, entre -0,8 et -1,1 à deux ans⁷. Ces chiffres sont cohérents puisque en France, 1 pt de fermeture de l'*output gap* se traduit par environ -0,4 pt de fermeture de NAIRU gap⁸.

La lenteur de diffusion observée économétriquement est cohérente avec la littérature microéconométrique sur les comportements individuels de fixation des prix par les entreprises en France. Berardi et Gautier (2015)⁹ ont calculé à partir des relevés de prix de l'Insee sur la période 1994-2014 que la durée moyenne entre deux changements de

prix est d'environ 12 mois. Lorsqu'on retire des relevés les prix de l'énergie – ce sont les produits dont la fréquence de changement de prix est la plus élevée – et les changements de prix temporaires liés aux soldes et promotions, la durée moyenne entre deux changements de prix augmente à environ 17 mois.

1.3 Le lien entre inflation et cycle est stable depuis le début des années 2000

Afin d'observer si les coefficients de la courbe de Phillips ont évolué ou non dans le temps en termes d'ampleur, nous effectuons des régressions successives en faisant glisser la date de début d'estimation¹⁰. Réduire progressivement la fenêtre d'estimation permet d'étudier si la dynamique macroéconomique récente se caractérise ou non par un affaiblissement de la relation inflation-cycle par rapport à la pente de Phillips estimée sur l'ensemble de l'échantillon.

La pente de Phillips ne semble pas avoir diminué depuis le début des années 2000 (cf. graphique 2) après son aplatissement, généralisé aux économies avancées, pendant la seconde moitié des années 1970 et la décennie 1980¹¹. Les causes évoquées sont la crédibilité des banques centrales, la baisse du pouvoir de négociation des salariés, le rôle de la mondialisation, et les coûts de catalogue en régime d'inflation faible.

(5) La pente de Phillips trimestrielle de court terme est de +0,07. La pente de Phillips trimestrielle de moyen terme vaut $+0,07/(1-0,11)$ avec la prise en compte du coefficient de persistance de l'inflation. La pente de Phillips annualisée de moyen terme vaut $4*0,07/(1-0,11)$.

(6) Voir Fries S., Mésonnier J.S., Mouabbi S. et J.P. Renne (2016), "National neutral rates of interest and the single monetary policy in the euro area", Banque de France WP 611 et De Charsonville L., Ferrière T. et C. Jardet (2017), "MAPI: Model for Analysis and Projection of Inflation in France", Banque de France WP 637.

(7) Voir Blanchard O., Cerutti E. et L. Summers (2015), "Inflation and Economic Activity: two explorations and their monetary policy implications", *IMF WP* 230 et Chantrel E., Sutter C., Lequien M. et A. Montaut (2014), « Quel potentiel de rebond pour l'économie française? », *Note de Conjoncture de l'Insee*.

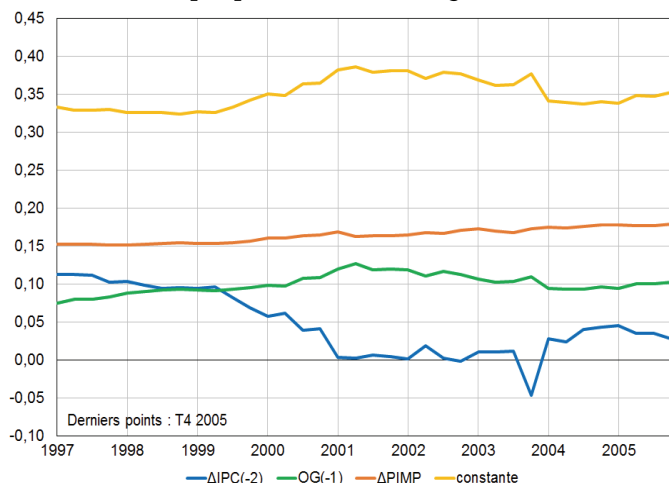
(8) Voir Bardaji J. (2011), « Impact de la crise sur l'emploi et les salaires en France », *Trésor-Éco* n° 83 et Ball L., Leigh D. et P. Loungani (2013), "Okun's law: Fit at 50?", *IMF WP* 10.

(9) Berardi N. et E. Gautier (2015), « Les ajustements de prix à la consommation en France en période d'inflation basse », *Bulletin de la Banque de France* n° 202.

(10) Cette méthode de régression récursive, utilisée récemment par exemple par Murphy (2018) pour étudier l'évolution de la courbe de Phillips aux États-Unis, constitue une alternative à une régression roulante à fenêtre fixe. Cette approche permet notamment de s'assurer que les coefficients glissants sont issus d'estimations sur variables stationnaires. Cf. Murphy A. (2018), "The death of the Phillips Curve?", Federal Reserve Bank of Dallas WP 1801. Une régression roulante à fenêtre fixe parcourt des intervalles de temps où la variable d'écart de production n'est pas forcément stationnaire. Cette méthode conduit toutefois à un diagnostic proche.

(11) Pour des synthèses, voir Bara Y.E., Bernard J.B., Blaize T., Campagne B., François L. et Y. Osman (2017), « Pourquoi l'inflation mondiale reste-t-elle si faible dans le monde? », *Trésor-Éco* n° 208 et Aglietta M., Dufrénot G. et A. Faivre (2018), « Inflation et macroéconomie dans la globalisation », *L'économie mondiale 2019, La Découverte*, p.37-52.

Graphique 2 : Coefficients glissants



Source : Calculs DG Trésor.

Note de lecture : Chaque point représente le coefficient estimé via l'équation de Phillips entre la date glissante marquée par l'axe des abscisses et 2016 T4. Le coefficient de prix d'imports a par exemple évolué de 0,15 (estimation entre 1997 T1 et 2016 T4) à 0,18 (estimation entre 2005 T4 et 2016 T4).

La sensibilité de l'inflation à sa dynamique passée demeure à une valeur faible. La cause de cette faible sensibilité n'est pas tranchée. Un ancrage croissant des anticipations lié à la crédibilité de la politique monétaire est une explication possible. Une autre interprétation possible est que les agents économiques ne tiennent pas compte de l'inflation dans leurs décisions économiques quand celle-ci demeure à un niveau très bas¹².

Enfin, la sensibilité de l'inflation totale aux prix d'imports a augmenté progressivement. Cette tendance peut être reliée aux taux de pénétration croissant des importations¹³.

Par ailleurs, le test de non linéarité de la courbe de Phillips en France ne donne pas de résultats probants (cf. encadré 3).

Encadré 3 : La courbe de Phillips est-elle non linéaire en France ?

La relative lenteur du raffermissement de l'inflation suite au rebond conjoncturel peut conduire à se demander si l'effet Phillips n'apparaîtrait pas uniquement au bout d'un certain seuil d'activité. Autrement dit, la relation de Phillips ne serait pas linéaire. Cette question, présente dès l'article fondateur de Phillips, a été notamment soulevée récemment par des économistes américains^a lors du rebond cyclique de l'économie américaine suite à la Grande Récession.

Plusieurs justifications contemporaines permettent d'envisager une forme non linéaire de la courbe de Phillips :

- l'argument des capacités de production : lorsque l'économie est en bas de cycle, les entreprises peuvent si nécessaire augmenter leur production sans augmenter leurs prix car elles ont des capacités de production inutilisées, ce qui n'est plus vrai à partir d'un certain niveau de production par rapport au potentiel ;
- l'argument des coûts de catalogue : lorsque l'économie est en bas de cycle avec des tensions inflationnistes faibles, les entreprises changent faiblement leurs prix car le coût de catalogue est supérieur aux gains liés à la variation de prix, ce qui n'est plus vrai en période de haut de cycle avec une inflation plus dynamique ;
- l'argument des rigidités nominales à la baisse sur les salaires : lorsque l'économie est en bas de cycle avec des tensions inflationnistes faibles, la réticence des salariés à accepter des baisses nominales de salaires limite les pressions déflationnistes.

Nous avons testé cet effet à l'aide de la méthode standard des modèles à seuils qui consiste à estimer simultanément la valeur des seuils des changements de régimes et des coefficients de l'équation de Phillips dans chaque régime^b. Cette méthode identifierait une non linéarité à -1,5 pt d'écart de production avec une pente de Phillips non significative en bas de cycle prononcé.

Toutefois, économiquement, les résultats de cette estimation n'ont pas de sens économique : en effet, il est difficile de comprendre pourquoi un écart de production très creusé aurait un effet nul sur l'inflation. Statistiquement également, ce résultat est fragile : la non linéarité est portée par des points spécifiques, notamment par des trimestres, en période d'écart de production très creusé (début 1997 et fin 2009), où l'inflation a été stimulée par des hausses du prix du tabac. Enfin, l'hypothèse de linéarité n'étant pas rejetée sur les données d'inflation sous-jacente, une équation linéaire est pertinente pour comprendre la relation entre inflation et cycle économique en France.

a. Fuhrer J. et G. Olivei (2010), "The Role of Expectations and Output in the Inflation Process: An Empirical Assessment", Federal Reserve Bank of Boston *Public Policy Brief* n° 10-2 et Peach R., Rich R. et A. Cororaton (2011), "How Does Slack Influence Inflation?", Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues in Economics and Finance*, vol. 17 n° 3.

b. Bai J. et P. Perron (2003), "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol 18, n° 1, p. 1-22.

(12) Blanchard O. (2018), "Should We Reject the Natural Rate Hypothesis?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 32, n°1, p. 97-120.

(13) Carluccio J., Gautie E. et S. Guilloux-Nefussi (2018), "Dissecting the Impact of Imports from Low-Wage countries on French Consumer Prices", Banque de France WP 672.

2. La dynamique de l'inflation observée est cohérente avec une économie française encore en écart de production négatif

2.1 L'effet conjoint du cycle et des prix d'importations permet de comprendre la dynamique de l'inflation

L'équation de Phillips utilisée précédemment permet une relecture de la dynamique récente de l'inflation française. Les contributions économétriques mettent en lumière une simulation dynamique satisfaisante sur les dernières années. Ainsi, sur la période récente, entre 2013 et 2017, la faiblesse de l'inflation s'explique autant par l'atonie prolongée de l'activité économique que par des prix d'importations peu allants.

Il reste toutefois des résidus importants : bien que la période récente ne modifie pas statistiquement la relation inflation-cycle, l'inflation réalisée demeure depuis 2014 en-dessous de l'inflation prédite par la courbe de Phillips. Les résidus négatifs non expliqués par l'équation sur la période rendent compte pour partie d'éléments non modélisés jouant à la baisse sur les prix comme les mesures d'allègements du coût du travail et l'accroissement de la concurrence dans certains secteurs comme les télécommunications. Ces éléments expliqueraient toutefois qu'une faible partie du résidu les dernières années (cf. tableau 2 et encadré 4).

Tableau 2 : Tentative d'explication des résidus entre 2014 et 2017

En pt d'inflation	2014	2015	2016	2017
Inexpliqué de l'équation	-0,1	-0,4	-0,3	-0,3
Éléments non modélisés	+0,25	-0,05	-0,05	-0,15
dont effets télécommunications	0,0	0,0	0,0	-0,1
dont CICE	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15
dont fiscalité indirecte	+0,4	+0,1	+0,1	+0,1

Source : Calculs DG trésor.

Encadré 4 : Contributions à l'inflation des éléments sectoriels et de politique économique

- L'effet télécommunications est la contribution comptable de la variation annuelle de l'IPC services de télécommunications à l'inflation totale. En 2017, la forte baisse des prix des communications (-3,5 %) s'explique à la fois par des baisses de tarifs de certains opérateurs et par l'augmentation des services accessibles grâce aux forfaits (fin des frais d'itinérance en Europe, augmentation des data disponibles dans les forfaits) qui se traduit dans l'IPC par une baisse de prix à qualité constante.
- L'effet CICE est l'effet évalué par le comité de suivi du CICE pour 2013-2014^a sur les prix de production prolongé à l'identique sur les années suivantes.
- L'effet de fiscalité indirecte en 2014 est un effet TVA calculé d'après Gautier et Lalliard (2013)^b.
- L'effet de fiscalité indirecte en 2015, 2016 et 2017 est un effet TICPE.

a. Calculs d'après Monin R. et M. Suarez-Castillo (2018), « L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles », *Document de travail de l'Insee*.

b. Gautier E. et A. Lalliard (2013), « Quels sont les effets sur l'inflation des changements de TVA en France ? », *Bulletin Banque de France* n° 194.

Le faible dynamisme des prix sur la période récente semble ainsi davantage cohérent avec un écart de production creusé d'un ordre de grandeur comparable au scénario d'output gap présenté dans les lois financières qu'avec les tensions sur l'appareil productif indiquées dans les dernières enquêtes trimestrielles de l'Insee et l'écart de production positif qui en est déduit¹⁴.

2.2 La prévision d'inflation repose sur l'hypothèse de fermeture de l'output gap des lois financières

La prévision d'inflation des projets de loi de finances (PLF) repose principalement sur une approche sectorielle. Il s'agit de prévoir les principaux indices de prix sectoriels puis d'agrèger ceux-ci pour obtenir une prévision d'inflation totale et sous-jacente¹⁵. Cette méthode de prévision est privilégiée : d'une part les différents indices de prix répondent à des déterminants différents et dans une

(14) De Waziers (2018), « Que nous disent les enquêtes de conjoncture sur la position de l'économie dans le cycle ? », *Trésor-Éco* n° 223.

(15) Pour plus de détails, cf. Faquet R. (2017), « Que peut-on dire des prévisions d'inflation des projets de loi de finances ? », *Trésor-Éco* n° 198.

ampleur différente, d'autre part elle permet d'intégrer des informations sur les tarifs administrés ou la fiscalité indirecte.

D'après l'équation de Phillips utilisée ici en « relecture » de la prévision, la trajectoire de fermeture de l'écart de production prévue dans le PLF 2019 (cf. tableau 3) devrait – toutes

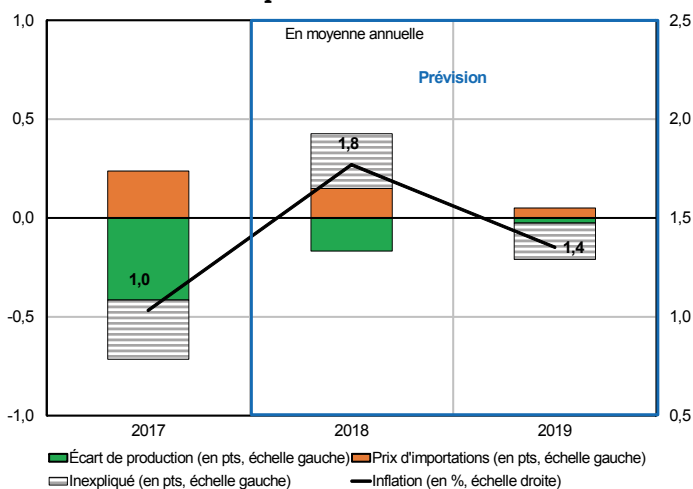
choses égales par ailleurs – contribuer à l'augmentation de l'inflation en 2018 et 2019 (cf. graphique 3). La prévision d'inflation sous-jacente (c'est-à-dire hors composantes les plus volatiles) du PLF s'établit à +0,9 % en 2018 puis +1,1 % en 2019 après +0,4 % en 2017, soit un rythme cohérent avec la fermeture de l'écart de production¹⁶.

Tableau 3 : Inflation et écart de production dans le projet de loi de finances

En %	2017	2018	2019
Écart de production	-0,6	-0,2	+0,2
Inflation	1,0	1,8	1,4
Inflation prédite par la courbe de Phillips	1,3	1,5	1,5

Sources : PLF 2019, calculs DG Trésor.

Graphique 3 : Contributions dynamiques à l'inflation pour 2017-2019



Source : Calculs DG Trésor.

Le profil heurté de l'inexpliqué en 2018 et 2019 retrace deux phénomènes spécifiques que le modèle ne permet pas de capturer. L'inexpliqué en 2018 provient de l'augmentation de la fiscalité indirecte (qui n'est pas prise en compte dans l'équation de Phillips estimée) à la fois sur le tabac (+0,3 pt d'IPC) et l'énergie (+0,2 pt d'IPC). La légère contribution négative de l'inexpliqué en 2019 peut être interprétée comme le prolongement des résidus négatifs observée entre 2013 et 2017, les facteurs à l'œuvre continuant de peser sur la dynamique de l'inflation.

Romain FAQUET

(16) En 2018, l'inflation sous-jacente serait pénalisée par la baisse des aides personnalisées au logement dans le parc social (pour -0,1 pt d'inflation environ à partir de juin 2018).

Éditeur :

Ministère de l'Économie
et des Finances
Direction générale du Trésor
139, rue de Bercy
75575 Paris CEDEX 12

Directeur de la

Publication :

Michel Houdebine

Rédacteur en chef :

Jean-Luc Schneider
(01 44 87 18 51)
tresor-eco@dgtresor.gouv.fr

Mise en page :

Maryse Dos Santos
ISSN 1777-8050
eISSN 2417-9620

Derniers numéros parus

Décembre 2018

N°232. Concurrence et concentration des entreprises aux États-Unis
Emma Hooper, Louise Rabier

Novembre 2018

N°231. Le réseau mondial des lignes de *swap* entre banques centrales
Benoît Campagne, Julien Lecumberry, Myriam Morin Wang, Morgane Salomé

Octobre 2018

N°230. Comment expliquer la réduction de l'excédent agricole et agro-alimentaire ?
Oliva Touze, Florent Dauba, Xavier Ory

N°229. Les nouvelles routes de la soie
Julien Dumond, Martin Landais, Pierre Offret

<https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/tags/Tresor-Eco>

 Direction générale du Trésor

 @DGTresor

Ce document a été élaboré sous la responsabilité de la direction générale du Trésor et ne reflète pas nécessairement la position du ministère de l'Économie et des Finances.