



Comment expliquer la faiblesse de l'inflation en zone euro depuis 2013 ?

L'inflation annuelle en zone euro, mesurée par l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH), a baissé de 1,1 point en moyenne entre la période 1999-2007, qui a précédé la crise financière, et la période 2013-2019, qui l'a suivie. Les auteurs évaluent les contributions à cette baisse de l'inflation de deux déterminants traditionnels : l'état de la conjoncture économique et la dynamique des prix des matières premières, notamment le pétrole. Ils utilisent pour cela une courbe de Phillips étendue qui prend en compte ces déterminants ainsi que l'impact des mesures de politique monétaire non conventionnelles mises en œuvre depuis 2014. Ils montrent que le caractère désinflationniste depuis 2013 de ces deux déterminants explique l'essentiel de la baisse de l'inflation. Leur contribution moyenne à cette baisse est d'au moins 1 point, compensée à hauteur d'un quart de point par les mesures de politique monétaire non conventionnelles. La part inexpliquée de la baisse moyenne de l'inflation est au plus de 0,3 point.

Pavel DIEV, Yannick KALANTZIS, Antoine LALLIARD et Matteo MOGLIANI
Direction de la Conjoncture et des Prévisions macroéconomiques

Codes JEL
E31, E32, E58

— 1,1 point

la différence moyenne entre le niveau d'inflation en zone euro avant la crise de 2007 et son niveau depuis 2013

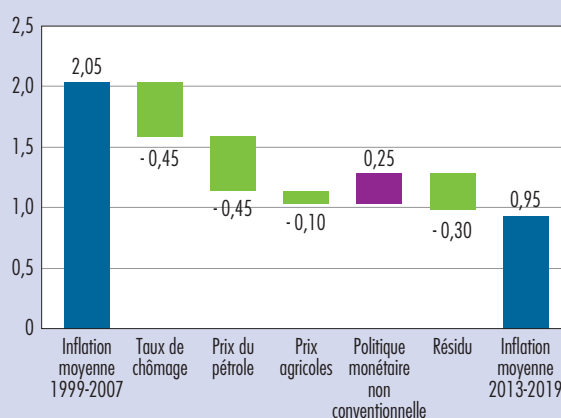
— 1 point

la baisse de l'inflation moyenne liée à la récession et à la baisse du prix des matières premières après 2013

0,25 point

le soutien à l'inflation moyenne apporté par les mesures de politique monétaire non conventionnelles après 2013

Décomposition de la baisse de l'inflation moyenne entre 1999-2007 et 2013-2019 (courbe de Phillips avec taux de chômage)



Note : Les valeurs sont arrondies à 0,05.
Source : Calculs des auteurs.



La faiblesse de l'inflation depuis la crise financière de 2008 est l'une des évolutions macroéconomiques les plus frappantes de la zone euro. L'inflation, mesurée par le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH), est passée d'une moyenne de 2,1 % sur la période 1999-2007 à une moyenne de 1,0 % sur la période 2013-2019¹ (cf. graphique 1). Cette baisse de 1,1 point en moyenne entre l'avant et l'après-crise fait l'objet d'un débat renouvelé sur les déterminants de la formation des prix. Outre les facteurs macroéconomiques traditionnels, certaines analyses mettent en avant le rôle d'un possible changement structurel, lié par exemple à la mondialisation et à la numérisation de nos économies.

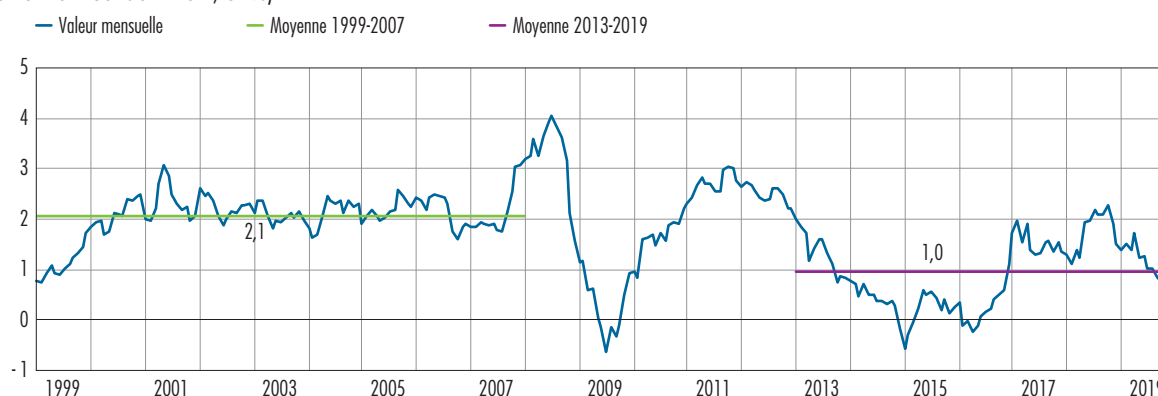
Cet article propose une décomposition simple de la baisse de l'inflation moyenne en zone euro depuis la crise, permettant de circonscrire le rôle des facteurs traditionnels pris en compte par les modèles existants et d'identifier celui de nouveaux déterminants éventuels, qui nécessiteront le cas échéant d'être étudiés plus avant. Les auteurs utilisent pour cela une courbe de Phillips étendue prenant en compte le prix des matières premières, y compris l'effet indirect du

prix du pétrole sur le coût de production des biens et services, ainsi que l'impact des mesures de politique monétaire non conventionnelles mises en œuvre depuis 2014 – achats d'actifs et taux d'intérêt négatifs.

Il apparaît que l'essentiel de la baisse de l'inflation est dû à i) la détérioration de la conjoncture économique, dans le sillage de la double récession subie par la zone euro entre 2008 et 2012, ainsi qu'à ii) la baisse du prix des matières premières, notamment celle du prix du pétrole, après sa forte hausse dans les années 2000. Ces deux facteurs désinflationnistes auraient contribué à diminuer l'inflation annuelle d'au moins 1 point en moyenne depuis la crise, mais leur effet a été compensé pour un quart de point par les mesures de politique monétaire non conventionnelles. La part inexpliquée de la chute de 1,1 point de l'inflation s'élève donc au plus à 0,3 point en moyenne et elle est concentrée sur les années récentes. Outre les facteurs structurels mentionnés plus haut, la baisse de l'inflation pourrait également refléter une dérive des anticipations d'inflation de long terme, l'effet de l'appréciation de l'euro en 2017 et 2018² et la compression des marges dans le secteur des services, qui a absorbé les hausses de salaires depuis 2017.

G1 Inflation en zone euro

(glissement annuel de l'IPCH, en %)



Note : IPCH, indice des prix à la consommation harmonisé.

Source : Eurostat.

¹ En excluant la période 2008-2012, marquée à la fois par une forte volatilité des prix des matières premières, en particulier du pétrole, et par les fluctuations d'activité engendrées par la double récession.

² Toutes choses égales par ailleurs, une appréciation de l'euro entraîne une baisse du prix des produits importés.



1 L'inflation a baissé après la crise financière, dans un contexte de retournement du prix des matières premières

Les modèles conventionnels de l'inflation mettent l'accent sur deux facteurs à l'œuvre dans la formation des prix. Premièrement, l'état de la conjoncture économique, mesuré par exemple par l'écart de production ou par le taux de chômage, influence l'inflation d'origine intérieure suivant la logique de la courbe de Phillips. Deuxièmement, les prix à la consommation dépendent de l'inflation importée, en particulier de l'évolution du prix du pétrole. Ces deux facteurs sont devenus désinflationnistes en zone euro après 2013.

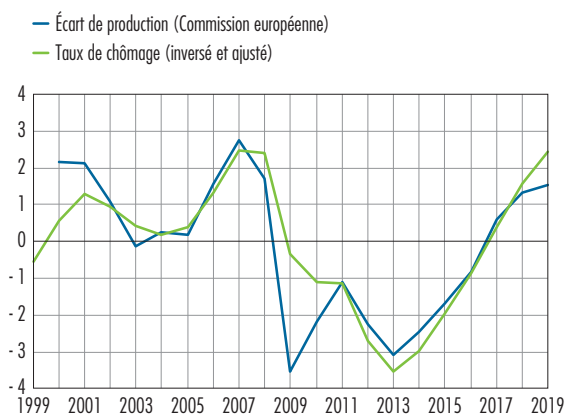
Le graphique 2 montre deux mesures de l'état de la conjoncture économique : l'écart de production estimé par la Commission européenne (disponible depuis 2000) et le taux de chômage (représenté avec une échelle inversée, et ajusté pour être comparable avec l'écart de production). Les deux mesures montrent bien que la conjoncture était en moyenne plus favorable, en termes relatifs, avant la crise. La double récession de 2008 à 2012 a durablement pesé sur l'activité économique, et ce n'est que depuis 2017 que ces deux mesures ont retrouvé un niveau comparable à l'avant-crise. Le taux de chômage a ainsi augmenté d'un point environ, passant d'une moyenne de 8,8% entre 1999 et 2007 à une moyenne de 9,9% entre 2013 et 2019. Entre les mêmes périodes, l'écart de production s'est dégradé de 2 points environ en moyenne, de 1,2% à -0,7%. Dans la logique de la courbe de Phillips, la

détérioration conjoncturelle que suggèrent ces deux indicateurs devrait donc avoir contribué à diminuer l'inflation moyenne depuis la crise.

La mesure de l'écart de production est bien sûr complexe et incertaine, puisqu'elle repose sur une notion de production potentielle qui n'est pas observée et qui fait nécessairement l'objet d'hypothèses de modélisation. Les écarts de production calculés par différentes institutions peuvent ainsi varier fortement. Par ailleurs, à la différence du taux de chômage, la construction d'un écart de production bénéficie du recul disponible aujourd'hui sur les évolutions passées et peut différer des estimations qui en avaient été faites en temps réel. Cependant, les deux mesures donnent en pratique un diagnostic similaire quant à l'évolution conjoncturelle jusqu'en 2017 (cf. graphique 2). Depuis 2018, elles divergent légèrement : l'écart de production augmente moins en raison du ralentissement du produit intérieur brut (PIB), alors que l'emploi continue à être dynamique. Dans la suite de cet article, les deux mesures sont prises en compte dans un souci de robustesse de l'analyse.

Le prix du baril de pétrole en euros a régulièrement augmenté entre 1999 et 2007, avec un glissement annuel moyen de 5 euros sur cette période (cf. graphique 3). Depuis la crise, il suit au contraire une tendance à la baisse, de -4 euros en moyenne par an sur la période 2013-2019. Alors que le pétrole contribuait à soutenir la hausse des prix à la consommation avant la crise, il exerce au contraire un effet à la baisse depuis la crise.

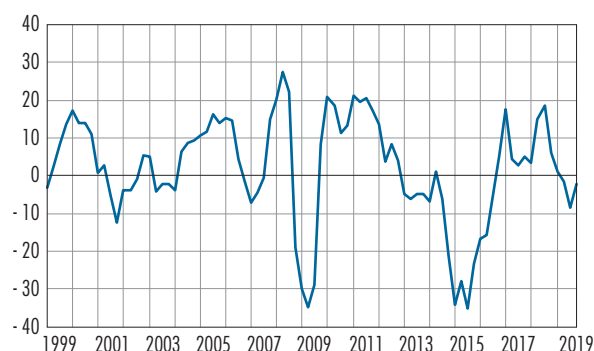
G2 Écart de production et taux de chômage



Sources : Commission européenne, Eurostat ; calculs des auteurs.

G3 Prix du pétrole

(en euros, variation sur quatre trimestres)



Source : Eurosysteme.



2 La détérioration de la conjoncture et la baisse du prix des matières premières expliquent l'essentiel de la désinflation depuis 2013

Pour quantifier l'effet de ces facteurs sur l'inflation, les auteurs utilisent une équation conventionnelle de courbe de Phillips³. L'inflation est expliquée par i) l'état de la conjoncture économique, mesuré par l'écart de

production ou le taux de chômage, ii) le prix du pétrole en euros, iii) le prix des matières premières agricoles en euros, et iv) un terme retardé de l'inflation mesurant son inertie. Cette équation ne retrace que l'effet direct du prix du pétrole sur l'inflation, au travers du prix des carburants. Elle est complétée par une estimation de l'effet indirect du prix du pétrole, par le biais de la variation des coûts de production. La méthodologie est décrite dans l'encadré 1.

ENCADRÉ 1

Une équation de courbe de Phillips étendue pour prendre en compte l'effet indirect du prix du pétrole sur les coûts de production

L'inflation est modélisée par l'équation suivante, en fréquence trimestrielle :

$$IPCH_t = c_0 + c_1 \cdot IPCH_{t-1} + c_2 \cdot X_{t-1} + c_3 \cdot Brent_t + c_4 \cdot Agri_t + Brent_indirect_t + \varepsilon_t$$

où IPCH représente le taux de croissance logarithmique de l'indice des prix à la consommation harmonisé, x est une mesure de l'état de la conjoncture économique (écart de production ou taux de chômage), Brent est la différence première du prix du baril de Brent en euros, Agri est la variation logarithmique du prix des matières premières agricoles, Brent_indirect est la contribution indirecte du prix du pétrole à l'inflation, par le biais de la variation des coûts de production, et ε est un résidu. La variable d'inflation est ajustée des variations saisonnières (par la méthode X12). Les auteurs utilisent l'écart de production annuel mesuré par la Commission européenne, prolongé en 1998-1999 à l'aide du taux de chômage sur la base d'une relation d'Okun et interpolé à la fréquence trimestrielle par la méthode de Chow-Lin, en prenant comme indicatrice trimestrielle l'écart du logarithme du PIB à sa tendance linéaire. Dans un premier temps, l'équation est estimée sur la période allant du 2^e trimestre 1998 (nécessaire pour inclure le glissement annuel du 1^{er} trimestre 1999) au 4^e trimestre 2019, sans prendre en compte Brent_indirect (cf. tableau).

Coefficients estimés des courbes de Phillips

Variable	Mesure de l'état de la conjoncture (x)	
	Chômage	Écart de production
Constante	0,26***	0,28***
IPCH _{t-1}	0,33***	0,28***
x _{t-1}	-0,04**	0,04***
Brent _t	0,03***	0,03***
Agri _t	0,013***	0,013***
R ² ajusté	0,61	0,63

Note : Les astérisques ***, ** et * indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Calculs des auteurs.

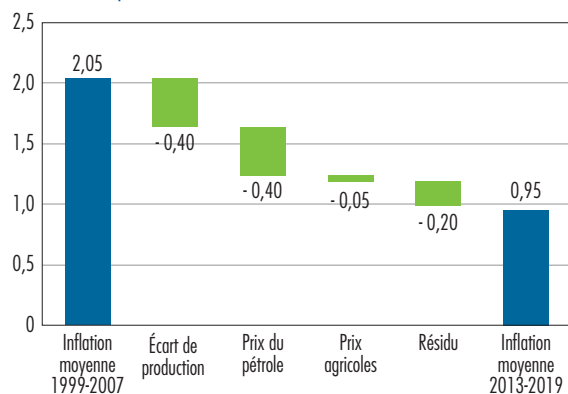
L'équation estimée mesure correctement l'effet immédiat du prix du pétrole sur le prix des carburants, inclus dans la composante énergie de l'IPCH, mais pas son effet indirect sur les autres composantes par l'intermédiaire des coûts de production (hydrocarbures utilisés comme intrants dans les processus de production, comme dans le cas des plastiques et du transport). Dans un second temps, cet effet indirect est estimé indépendamment et soustrait du résidu économétrique de l'équation estimée. Selon Kalantzis et Ouvrard (2018), cet effet indirect s'élève à 0,1 point sur le niveau des prix pour une hausse de 10 euros du prix du baril de Brent. Pour obtenir un effet sur l'inflation trimestrielle, il est supposé que la transmission se fait linéairement en huit trimestres.

3 Cf. Chatelais *et al.* (2015) et Berson *et al.* (2018).

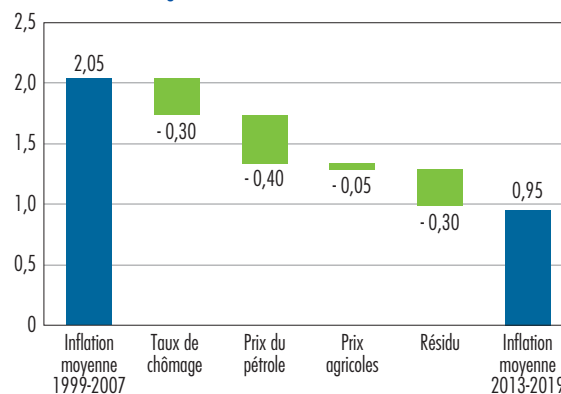


G4 Décomposition de la baisse de l'inflation moyenne par une courbe de Phillips

a) Avec écart de production



b) Avec taux de chômage



Note : Les valeurs sont arrondies à 0,05. Les sommes des contributions à l'écart d'inflation peuvent différer de l'écart d'inflation à cause des arrondis.

Source : Calculs des auteurs.

Les graphiques 4a et 4b montrent les contributions moyennes des variables explicatives à la baisse de l'inflation entre la période d'avant-crise (1999-2007) et celle d'après-crise (2013-2019), selon que l'état de la conjoncture économique est mesuré par l'écart de production ou par le taux de chômage. La détérioration conjoncturelle à la suite de la double récession explique entre 0,3 et 0,4 point de la baisse, tandis que le prix du pétrole représente environ 0,4 point dans les deux cas. À eux deux, ces facteurs expliquent l'essentiel de la baisse de l'inflation, de 1,1 point entre les deux périodes. Le ralentissement du prix des matières premières agricoles ajoute 0,1 point de baisse. La part inexpliquée (le résidu) représente entre 0,2 et 0,3 point. Elle est plus élevée lorsque l'état de la conjoncture économique est mesuré par le taux de chômage, en raison du dynamisme du marché du travail en 2018-2019, alors que l'inflation restait faible.

Les graphiques 5a et 5b représentent le profil trimestriel des contributions au glissement annuel de l'inflation, en écart à sa tendance moyenne sur l'ensemble de l'échantillon. Les fluctuations de court terme de l'inflation sont principalement dues au prix du pétrole, avec une baisse marquée concentrée sur les années 2015-2016. L'état de la conjoncture économique joue également un rôle important, avec un effet négatif durable à la suite de la double récession de 2008-2012. Les résidus inexpliqués

sont devenus en moyenne négatifs depuis la crise, mais sont particulièrement élevés depuis 2017. Au regard de ses déterminants traditionnels, l'inflation des dernières années est donc très faible.

Plusieurs facteurs peuvent expliquer les résidus négatifs importants des dernières années. D'une part, l'accélération des salaires en zone euro a été tardive, avec des rémunérations qui n'ont accéléré qu'à partir de 2017 alors que le chômage baissait depuis 2014. Il est possible que cette accélération différée ait compensé les rigidités nominales à la baisse sur les salaires, qui avaient limité leur ralentissement au plus fort de la crise. D'autre part, à partir de 2017, les hausses des salaires ont été en partie compensées par la compression des marges des entreprises. C'est notamment le cas dans la branche des services marchands, où les marges se sont sensiblement contractées en 2017-2018, à un moment où la rémunération moyenne des salariés accélérât (cf. graphique 6 *infra*). Sur la même période, le taux de change de l'euro s'est sensiblement apprécié, de près de 10% entre début 2017 et fin 2018, ce qui a amélioré, toutes choses égales par ailleurs, les termes de l'échange de la zone euro et limité l'inflation (Diev *et al.*, 2019).

Un autre facteur fréquemment évoqué est la possibilité d'une dérive des anticipations d'inflation de long terme, à la suite d'une période prolongée d'inflation faible.

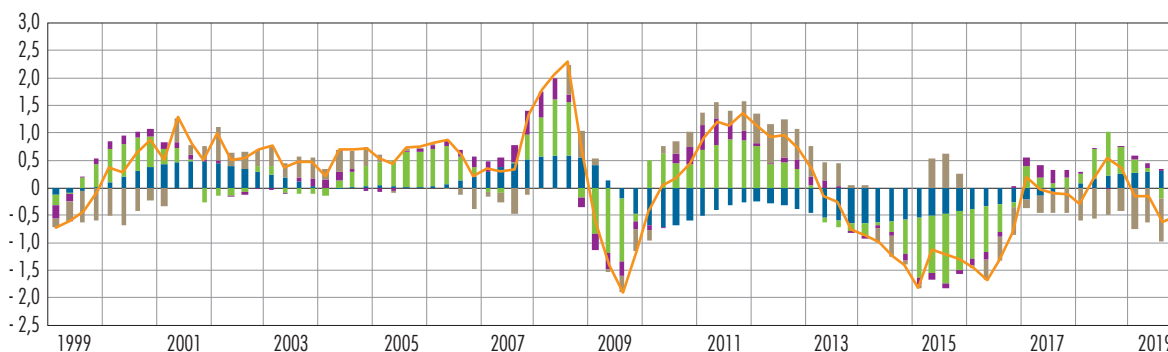


G5 Décomposition trimestrielle des contributions économétriques au glissement annuel de l'IPCH

(en points de pourcentage)

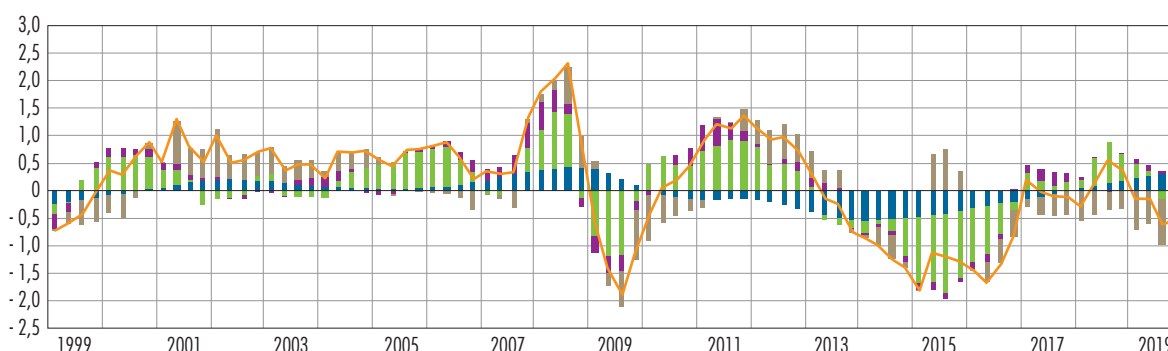
a) Courbe de Phillips avec écart de production

■ Écart de production ■ Prix agricoles — Écart de l'IPCH à sa tendance
■ Prix du pétrole ■ Résidu



b) Courbe de Phillips avec taux de chômage

■ Taux de chômage ■ Prix agricoles — Écart de l'IPCH à sa tendance
■ Prix du pétrole ■ Résidu



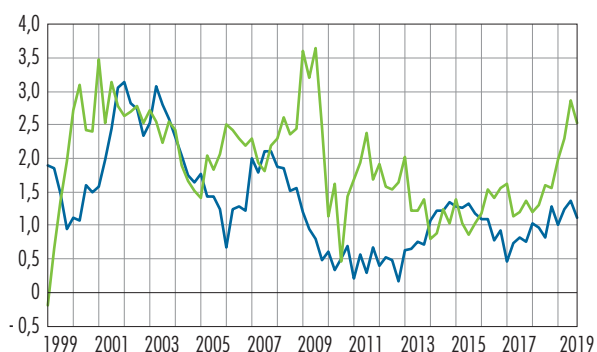
Note : IPCH, indice des prix à la consommation harmonisé.

Source : Calculs des auteurs.

G6 Déflateur de la valeur ajoutée et rémunérations par tête dans les services marchands (hors services aux entreprises), en glissement annuel

(en %)

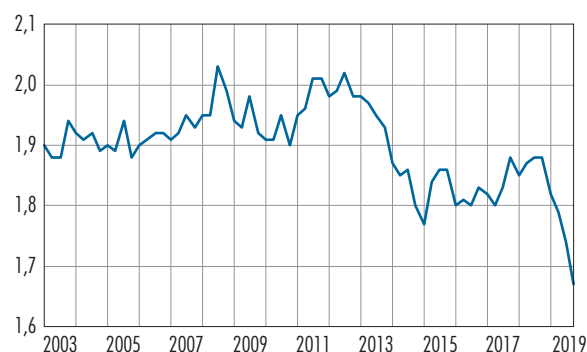
— Déflateur de la valeur ajoutée
— Rémunérations par tête, retardées de quatre trimestres



Sources : Eurostat, calculs des auteurs.

G7 Anticipations de l'inflation à long terme par les prévisionnistes professionnels, en moyenne annuelle

(moyenne des anticipations individuelles, en %)



Source : BCE, enquête auprès des prévisionnistes professionnels (ECB Survey of Professional Forecasters).



Les anticipations à cinq ans des prévisionnistes interrogés par la Banque centrale européenne (BCE, enquête auprès des prévisionnistes professionnels – *ECB Survey of Professional Forecasters*) sont ainsi légèrement plus faibles en moyenne sur la période d'après-crise (1,8%, contre 1,9% avant crise), avec une dérive plus marquée à partir de fin 2018 (1,7% fin 2019), à un moment où les résidus sont très négatifs (cf. graphique 7 *supra*). Enfin, il est possible qu'un changement structurel ait affecté le processus de formation des prix et des salaires, dans le contexte d'une numérisation accrue et d'une économie mondialisée.

3 Les mesures de politique monétaire non conventionnelles ont contribué à soutenir l'inflation après la crise

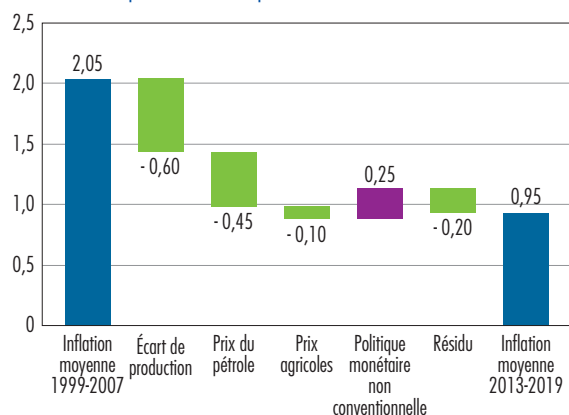
D'après cette analyse, la conjoncture économique et les prix des matières premières en euros contribuent largement à expliquer la baisse de l'inflation moyenne depuis 2013. Cependant, ces facteurs ont eux-mêmes bénéficié des mesures de politique monétaire non conventionnelles mises en place par l'Eurosystème depuis 2014. Sans celles-ci, la conjoncture se serait dégradée davantage, avec un impact à la baisse sur l'inflation intérieure, et un euro plus apprécié aurait davantage réduit l'inflation importée. Pour quantifier ces effets, les auteurs construisent une évolution contrefactuelle de l'inflation en l'absence des mesures non conventionnelles, qu'ils analysent à nouveau à l'aide de courbes de Phillips.

Pour ce faire, ils s'appuient sur des études récentes (Dedola *et al.*, 2018 ; Eser *et al.*, 2019) afin d'évaluer l'impact des mesures non conventionnelles sur les taux d'intérêt de long terme et le taux de change. Ils utilisent la réaction du taux de change afin d'estimer l'impact sur les prix des matières premières en euros. Ils dérivent la réaction de l'activité à partir des élasticités macroéconomiques tirées des modèles employés par les banques centrales de l'Eurosystème pour les exercices de prévision macroéconomique (BCE, 2016). La courbe de Phillips précédemment décrite (cf. section 2) permet d'obtenir l'effet sur l'inflation. Les détails de cette évaluation sont décrits dans l'encadré 2 *infra*.

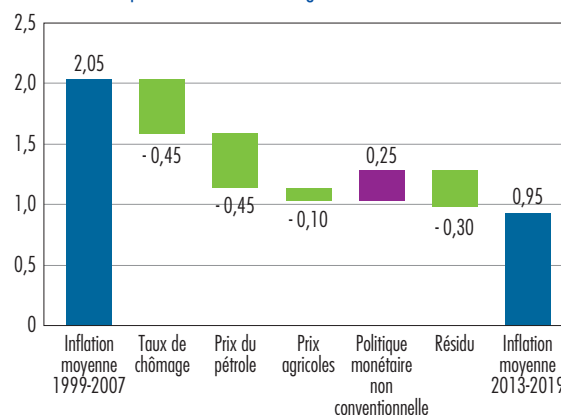
Les résultats montrent que l'état de la conjoncture économique et les prix des matières premières auraient eu un impact encore plus désinflationniste après 2012 en l'absence des mesures non conventionnelles (cf. graphiques 8a et 8b). Ces dernières auraient soutenu l'inflation pour un quart de point de pourcentage en moyenne par an sur la période 2013-2019, alors que la conjoncture aurait contribué à sa baisse pour environ -0,2 point supplémentaire (-0,6, contre -0,4 pour l'écart de production, et -0,5, contre -0,3 pour le taux de chômage). Au total, sans ces mesures non conventionnelles, la détérioration conjoncturelle et la dynamique du prix des matières premières auraient contribué à faire baisser l'inflation de 1,0 à 1,1 point entre l'avant et l'après-crise.

G8 Décomposition de la baisse de l'inflation moyenne, avec prise en compte des mesures de politique monétaire non conventionnelles

a) Courbe de Phillips avec écart de production



b) Courbe de Phillips avec taux de chômage



Note : Les valeurs sont arrondies à 0,05. Les sommes des contributions à l'écart d'inflation peuvent différer de l'écart d'inflation à cause des arrondis.
Source : Calculs des auteurs.



ENCADRÉ 2

Prise en compte des mesures de politique monétaire non conventionnelles dans la courbe de Phillips étendue

Les mesures non conventionnelles considérées sont les programmes d'achat d'actifs (*asset purchase programme – APP*) et les taux d'intérêt négatifs (*negative interest rate policy – NIRP*).

À partir de Dedola *et al.* (2018) et Eser *et al.* (2019), les auteurs retiennent l'hypothèse que l'APP aurait entraîné sur 2014-2019 une baisse cumulée et permanente de 100 points de base de la prime de terme et une dépréciation du taux de change bilatéral EUR/USD d'environ 12%. En supposant que les devises de l'Union européenne hors zone euro (à l'exception de la livre sterling) soient restées ancrées à l'euro, ils obtiennent un impact de – 9% sur le taux de change effectif nominal de l'euro. Enfin, l'impact du NIRP sur les taux courts est fixé à – 40 points de base, équivalent à la baisse du taux de facilité de dépôt (*deposit facility rate – DFR*). Dans les courbes de Phillips, ces chocs se propagent de la manière suivante :

- le choc sur le taux de change effectif nominal affecte le prix des matières premières agricoles en euros, sous l'hypothèse que le prix en devises reste invariant ;
- de même, le choc sur le taux de change bilatéral EUR/USD affecte le prix du pétrole en euros ;
- les chocs sur les taux d'intérêt (courts et longs) et sur les taux de change sont utilisés pour estimer l'impact sur l'activité économique à travers les élasticités des modèles de prévision de l'Eurosystème (Banque centrale européenne, 2016).

Les évolutions obtenues pour les prix des matières premières agricoles et du pétrole, ainsi que pour l'activité économique, sont incluses dans la courbe de Phillips pour obtenir l'évolution contrefactuelle de l'inflation. L'effet combiné de ces chocs s'élève sur la période 2014-2019 à + 1,8% en cumul sur l'inflation, en ligne avec la médiane des estimations de l'Eurosystème sur 2015-2018 (+ 1,9% ; Rostagno *et al.*, 2019), soit une contribution moyenne d'un quart de point par an à l'inflation entre 2013 et 2019.



Bibliographie

Banque centrale européenne (2016)

A guide to the Eurosystem/ECB staff macroeconomic projection exercises, juillet.

Berson (C.), Charsonville (L. de), Diev (P.), Faubert (V.), Ferrara (L.), Guilloux-Nefussi (S.), Kalantzis (Y.), Lalliard (A.), Matheron (J.) et Mogliani (M.) (2018)

« La courbe de Phillips existe-t-elle encore ? », *Rue de la Banque*, Banque de France, n° 56.

[Télécharger le document](#)

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*, Banque de France, n° 6, mai.

[Télécharger le document](#)

Dedola (L.), Georgiadis (G.), Gräb (J.) et Mehl (A.) (2018)

« Does a big bazooka matter? Central bank balance-sheet policies and exchange rates », *Working Paper Series*, Banque centrale européenne, n° 2197, novembre.

Diev (P.), Kalantzis (Y.) et Lalliard (A.) (2019)

« Pourquoi le dynamisme des salaires n'a-t-il pas fait augmenter l'inflation en zone euro ? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 225/6, septembre-octobre.

[Télécharger le document](#)

Eser (F.), Lemke (W.), Nyholm (K.), Radde (S.) et Vladu (A. L.) (2019)

« Tracing the impact of the ECB's asset purchase programme on the yield curve », *Working Paper Series*, Banque centrale européenne, n° 2293, juillet.

Kalantzis (Y.) et Ouvrard (J.-F.) (2018)

« L'impact du prix du pétrole sur l'inflation en France et en zone euro », *Bloc-notes Éco*, Banque de France, n° 50.

[Consulter le billet](#)

Rostagno (M.), Altavilla (C.), Carboni (G.), Lemke (W.), Motto (R.), Saint Guilhem (A.) et Yiangou (J.) (2019)

« A tale of two decades: the ECB's monetary policy at 20 », *Working Paper Series*, Banque centrale européenne, n° 2346, décembre.

Éditeur

Banque de France

Secrétaire de rédaction

Alexandre Capony

Directeur de la publication

Gilles Vaysset

Réalisation

Studio Création

Direction de la Communication

Rédaction en chef

Cécile Golfier

ISSN 1952-4382

Pour vous abonner aux publications de la Banque de France

<https://publications.banque-france.fr/>

Rubrique « Abonnement »

