

UNE ANALYSE DE L'INFLATION DE LA ZONE EURO À TRAVERS SES COMPOSANTES CYCLIQUES ET ACYCLIQUES

Christophe Blot

Sciences Po, OFCE

Albin Salmon

Université Paris Nanterre

L'Europe a connu une résurgence de l'inflation à la suite du déclenchement du conflit entre l'Ukraine et la Russie. Cette accélération de la hausse des prix, menée par la dynamique des prix de l'énergie, a entraîné de fortes réactions des autorités politiques et monétaires. Ce retour de l'inflation en zone euro a été suivi d'une forte hausse des taux fixés par la Banque centrale européenne. Ces interventions ont notamment soulevé un certain nombre d'interrogations quant à la conduite de la politique monétaire. L'une d'elles portant notamment sur la pertinence des indicateurs d'inflation suivis par la BCE. Cette étude vise à développer un nouvel indicateur d'inflation, basé sur la décomposition de l'indice des prix harmonisés dans la zone euro entre ses composantes cycliques et acycliques, puis à comparer les principaux indicateurs suivis par la BCE à l'indicateur nouvellement créé. Cet indice d'inflation *SuperCore* nous permet ainsi de mener une analyse plus fine de la dynamique de l'inflation depuis la création de la monnaie commune. Nous montrons donc qu'un tel indicateur s'avérerait utile aux banques centrales, non seulement par le suivi de sa dynamique mais aussi de par sa constitution. Enfin nous évaluons le pouvoir prédictif de l'indice *SuperCore*.

Mots clés : inflation, zone euro.

L'inflation mesurée par les instituts statistiques nationaux s'appuie sur l'analyse des variations d'un ensemble de prix des biens et services représentatifs de la consommation des ménages. De fait, ce panier inclut un large ensemble de produits dont la dynamique peut résulter de différents facteurs. Il est par exemple courant de distinguer les évolutions des prix alimentaires et de l'énergie de celle des autres biens et services. En effet, les indices des prix de l'énergie et des prix alimentaires dépendent directement des prix des matières premières. Cette distinction est importante pour les banques centrales qui sont en charge de la stabilité des prix puisque leurs décisions n'auront pas les mêmes effets sur les différents prix. Une baisse ou une hausse du taux d'intérêt de la BCE ne devrait effectivement pas influencer les prix du pétrole, du gaz ou du blé qui sont déterminés sur des marchés mondiaux en fonction de l'offre et de la demande mondiales¹. Ces prix de marché sont par ailleurs caractérisés par une volatilité de court terme qui se répercute sur les composantes énergie et alimentaire des indices de prix, ce qui peut brouiller le diagnostic sur l'inflation. Comme les décisions de politique monétaire se transmettent avec un certain délai, il n'est généralement pas optimal pour les banques centrales de réagir à des chocs transitoires de cette nature. C'est pourquoi, même si l'objectif des banques centrales est déterminé en référence à l'inflation totale, il est utile d'affiner l'analyse à l'aune d'autres indicateurs de l'évolution des prix².

Ainsi, l'inflation hors énergie, alimentation, alcool et tabac (*inflation core*) est régulièrement scrutée par les économistes pour juger des éventuelles pressions inflationnistes ou désinflationnistes. D'autres mesures consistent à exclure non pas systématiquement les mêmes sous-composantes mais une certaine masse des sous-composantes de l'indice qui, au cours du mois, affichent la volatilité la plus élevée³. L'inflation

1. Lors de la conférence de presse du 8 septembre 2022, Christine Lagarde déclarait que la BCE n'était pas en mesure de faire baisser les prix de l'énergie.

2. On notera également que même lorsque l'on considère les mesures d'inflation totale, il existe différents types d'indicateurs tels que les indices de prix à la consommation ou le déflateur de la consommation. Ces indicateurs se distinguent par leur méthode de calcul, le poids associé aux différents prix, le champ couvert par les indices (dépenses de consommation des ménages ou dépenses de consommation des ménages et des ISBLSM, institutions sans but lucratif au service des ménages) ou encore le traitement des effets saisonniers (Voir [ici](#)). Dans certains pays européens, on distingue également l'IPC de l'IPCH, ce dernier étant un indice harmonisé calculé pour tous les pays de l'Union européenne (voir [ici](#) pour une explication des différences entre les deux indices).

3. Ces indicateurs sont qualifiés de *trimmed-mean* inflation. Ils se distinguent notamment de l'inflation *core* car les composantes exclues de l'indice sont différentes à chaque période. Voir Dolmas et Koenig (2019) ou Lalliard et Robert (2022).

médiane offre également une autre vision sur la dynamique des prix en prenant comme référence le niveau de l'inflation tel que la moitié des composantes de l'indice augmente à un taux plus élevé. Comme pour le calcul de l'inflation *core*, l'objectif est de mieux identifier les composantes dont la dynamique pourrait traduire une hausse persistante du niveau général des prix plutôt qu'une variation de prix relatifs. Une autre approche consiste à distinguer les composantes cycliques de l'inflation des composantes acycliques. En effet, les économistes supposent généralement que l'inflation dépend de la situation macroéconomique et qu'un excès de demande se traduit par une hausse des prix. De même que certaines composantes seront plus sensibles au prix de l'énergie, l'effet du cycle sur l'inflation n'est pas homogène. Ce type d'indicateur est donc supposé capter la partie de l'inflation sur laquelle la politique monétaire devrait avoir plus d'impact⁴.

Dans cet article, nous proposons une décomposition de l'indice des prix harmonisé de la zone euro entre ses composantes procycliques ? dont l'inflation augmente en phase haute du cycle économique ? et acycliques. Pour ce faire, nous utilisons la méthode proposée par Mahedy et Shapiro (2017) et estimons des courbes de Phillips pour les composantes de l'inflation hors produits alimentaires, boissons et énergie⁵. Ces estimations nous permettent d'identifier les produits dont les prix augmentent plus vite lorsque le chômage diminue. Ces composantes sont ensuite agrégées afin de construire un indice de prix regroupant uniquement les composantes cycliques – *Super-Core* – et un indice regroupant les composantes acycliques⁶.

Une telle décomposition permet d'enrichir l'analyse de la dynamique de l'inflation en apportant un éclairage sur l'évolution de l'inflation, notamment après 2009. En effet, de nombreux travaux ont pointé soit une désinflation manquante lors des creux conjoncturels, soit une inflation manquante dans les phases de reprise⁷. La pertinence de ces indicateurs est également évaluée à l'aune de leur capacité à

4. Une alternative est de décomposer l'inflation entre une composante domestique et une composante globale. Voir Blot *et al.* (2016) par exemple.

5. Voir également Lian et Freitag (2022) ou Stock et Watson (2020) pour des approches similaires.

6. L'indicateur regroupant les composantes cycliques est aussi qualifié de *super-core* (voir Ehrmann *et al.*, 2018 par exemple).

7. Coibion et Gorodnichenko (2015) montrent effectivement que relativement à l'ampleur de la récession de 2008-2009, on aurait dû observer une baisse de l'inflation américaine plus importante. Inversement, la croissance économique plus solide entre 2015 et 2019 ne s'est pas matérialisée par un rebond de l'inflation. Voir également Hubert et Le Moigne (2018) et Mazumder (2018) pour une analyse concernant la zone euro.

refléter les pressions inflationnistes futures. À cette fin, nous évaluons le pouvoir prédictif des composantes cycliques et acycliques que nous comparons à celui de l'inflation totale et de l'inflation *core* standard ou bien de l'inflation médiane.

Cette analyse s'inscrit également dans le débat sur la pertinence de la courbe de Phillips comme outil d'analyse de l'inflation. En effet, de nombreuses analyses suggèrent un affaïssement du lien entre l'inflation et le chômage qui se traduirait par un aplatissement, voire une disparition de la courbe de Phillips⁸. En décomposant l'inflation selon ses composantes procycliques ou acycliques, il est possible de voir si l'aplatissement de la courbe de Phillips pourrait résulter d'une baisse du poids des composantes procycliques au cours du temps ou bien d'une dynamique particulière des composantes acycliques au cours des dernières années.

Nos résultats montrent que le poids des composantes procycliques dans l'inflation totale identifiées sur la base d'une décomposition en 38 produits serait au mieux légèrement inférieur de 50 %. Des estimations de la relation de Phillips à partir de l'indicateur ainsi construit permettent de déterminer la pente de la courbe et de montrer que l'effet du chômage sur cet indicateur d'inflation ne semble pas avoir été fortement réduit après 2009. La distinction entre l'inflation des composantes procycliques et celle des composantes acycliques indiquent par ailleurs que la persistance d'une faible inflation après 2012 s'explique en partie par la baisse de la contribution de l'inflation *Super-Core*. Enfin, l'analyse du pouvoir prédictif de l'inflation *Super-Core* s'améliore à des horizons plus longs et domine celui des autres indicateurs d'inflation, notamment l'inflation *Core* ou l'inflation médiane.

1. Identification des composantes cycliques et acycliques de l'inflation

1.1. Estimation de courbes de Phillips désagrégées

L'identification des composantes procycliques et acycliques de l'inflation dans la zone euro suppose de sélectionner les prix des biens et services inclus dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) qui sont corrélés à un indicateur d'activité, et plus précisément

8. Voir Mazumder (2018) ou Hooper, Mishkin, et Sufi (2020).

ceux pour lesquels l'inflation augmente lorsque la situation conjoncturelle s'améliore. Les autres composantes sont dites acycliques⁹. À cette fin, nous estimons des courbes de Phillips désagrégées pour l'ensemble des taux d'inflation qui composent l'indice pour un niveau de désagrégation donné.

L'analyse par une courbe de Phillips suppose que l'inflation dépend de trois facteurs : un indicateur de tensions sur la demande (*slack*), une variable mesurant les chocs d'offre ou de prix relatifs et une variable captant l'inertie de l'inflation ou l'effet des anticipations, soit¹⁰:

$$\pi_{t,k} = \rho_k(L) \cdot \pi_{L,k} + \beta_k \cdot \tilde{U}_t + \gamma_k \cdot z_t \quad (1)$$

où $\pi_{t,k}$ représente l'inflation de la zone euro à la date (t) pour le bien (k) et $\pi_{L,k}$ capte l'inertie de la dynamique de l'inflation. La littérature sur la courbe de Phillips s'appuie parfois sur une formulation *backward-looking* de la courbe de Phillips dans laquelle l'inflation courante est inerte et dépend donc de l'inflation passée π_{t-1} et non des anticipations d'inflation. Une alternative suppose que l'inflation dépend des anticipations d'inflation des agents. On parle alors de courbe de Phillips *forward-looking*¹¹. \tilde{U}_t mesure les tensions sur la demande (marché des biens et/ou du travail) et z_t capte l'effet des prix relatifs des biens importés¹².

L'indice d'inflation de la zone euro peut être décomposé en différentes composantes. Nous retenons ici le niveau 3-digit de la nomenclature COICOP (*Classification of Individual Consumption by Purpose*) qui regroupe 38 biens et services. Les estimations de l'équation 1 sont cependant faites sur l'ensemble des composantes hors-énergie et alimentaire, soit 33 produits. Nous excluons donc les indices CP011, CP012, CP021 et CP022 représentant les prix des biens alimentaires, des boissons non-alcoolisées et alcoolisées ainsi que les

9. Ces composantes « acycliques » regroupent de fait également les composantes pour lesquelles l'inflation pourrait diminuer lorsque la situation conjoncturelle s'améliore.

10. Voir Gordon (2010) ou Coibion, Gorodnichenko et Kamdar (2018) pour une discussion plus générale sur la formation des anticipations d'inflation et la courbe de Phillips. Notre analyse revient à supposer que $\pi_{t,k} = \mathbb{E}(\pi_{t+1,k})$.

11. Il est possible également de considérer une formulation hybride où l'inflation courante dépend des anticipations d'inflation mais fait également preuve d'inertie. En pratique, ces distinctions s'avèrent souvent peu pertinentes puisqu'il est fréquent de considérer que l'inflation passée est une bonne approximation des anticipations d'inflation (voir Ball et Mazumder (2018) par exemple).

12. Les tensions sur la demande sont mesurées pour l'ensemble de l'économie et non avec un indicateur conjoncturel. Ce choix répond d'une part à l'objectif de capter la réponse de l'inflation des divers produits au cycle économique de l'ensemble de l'économie ; d'autre part, il n'y a pas d'équivalence parfaite entre des indicateurs d'activité sectoriels et les biens et services de l'IPCH.

prix du tabac. Pour l'énergie, nous excluons la composante CP045 (Électricité, gaz et autres combustibles). L'indice énergie inclut également une partie de la composante CP072¹³. L'équation est donc estimée sur la composante CP072 (Utilisation de véhicules personnels) ajustée du poste CP0722. L'ensemble des indices énergie et produits alimentaires, boissons, tabac représentent respectivement 10,3 % et 20 % de l'IPCH (Indice des prix à la consommation harmonisé)¹⁴. Par conséquent, les indices distinguant les composantes cycliques et acycliques représentent moins de 70 % de l'IPCH.

Au-delà de la nature *backward* ou *forward-looking* de la courbe de Phillips, de nombreuses spécifications économétriques de la courbe de Phillips ont été proposées dans la littérature et l'objectif ici n'est pas de comparer l'ensemble des spécifications possibles¹⁵. Nous estimons donc une équation identique pour les différentes composantes de l'indice. Néanmoins, afin de tenir compte d'une éventuelle sensibilité des paramètres, nous retenons quatre modèles principaux à partir desquels nous calculons quatre indices regroupant les composantes cycliques (*SuperCore1*, *SuperCore2*, *SuperCore3* et *SuperCore4*) et quatre indices regroupant les autres composantes (*Acyc1*, *Acyc2*, *Acyc3* et *Acyc4*). Ces modèles se distinguent selon la mesure de l'écart d'activité et par la prise en compte de non-linéarités dans la relation entre l'écart d'activité et l'inflation. On retient d'abord deux spécifications de la courbe de Phillips dans laquelle l'écart de demande est mesuré par l'écart de chômage, c'est-à-dire la différence entre le taux de chômage – calculé par Eurostat – et le taux de chômage d'équilibre de long terme ou NAIRU (*Non-accelerating inflation rate of unemployment*). Pour chaque spécification, la structure de retard de l'inflation est mesurée par une moyenne mobile sur 12 mois de l'inflation du bien considéré, soit¹⁶ :

$$\pi_{L,k} = \frac{1}{12} (\pi_{t-1,k} + \pi_{t-2,k} + \dots + \pi_{t-12,k}) \quad (2)$$

L'équation 3 ci-dessous est estimée pour chaque bien ou service (k) sur données mensuelles entre janvier 2000 et octobre 2023 en utilisant

13. Il s'agit de la composante CP0722 (Carburants et lubrifiants pour véhicules personnels).

14. Le tableau en annexe rappelle le poids des différentes composantes de l'indice au niveau 3-digit.

15. Bobeica et Sokol (2019) estiment 550 versions différentes de la courbe de Phillips selon la mesure des anticipations d'inflation, les indicateurs de cycle économique, les variables de contrôle des chocs d'offre et la forme fonctionnelle de l'équation.

16. Une hypothèse similaire est faite par Mazumder (2018).

l'estimateur Newey-West pour tenir compte de l'autocorrélation des résidus d'ordre 12¹⁷ :

$$\pi_{t,k} = \rho_k \cdot \pi_{L,k} + \beta_k \cdot \tilde{U}_t + \sum \gamma_{k,t-p} \cdot t cen_{t-p} + \epsilon_{t,k} \quad (3)$$

où $\pi_{L,k}$ est donné par l'équation 2.

La variable \tilde{U}_t mesure l'écart du chômage à sa tendance, estimée soit par un filtre Hodrick-Prescott, soit par un filtre Christiano-Fitzgerald. La distinction entre les deux méthodes de filtre permet notamment de générer deux profils assez différents de la tendance du chômage. La tendance issue du filtrage standard par la méthode Hodrick-Prescott (HP) affiche une plus grande sensibilité au cycle tandis que nous paramétrons le filtre Christiano-Fitzgerald (CF) de telle sorte que le chômage de long terme soit plus inerte. Cette différence peut s'interpréter comme deux mesures alternatives du NAIRU : une de court terme (filtre HP) et l'autre de long terme (filtre CF). *t cen* désigne le taux de change effectif nominal de la zone euro, calculé par la BCE vis-à-vis de 41 partenaires commerciaux. Les deux estimations sont représentées par le graphique A1 en annexe. Partant de cette estimation, une composante est dite cyclique si l'inflation diminue lorsque le taux de chômage augmente relativement à sa tendance. Les effets de prix relatifs sont mesurés par le taux de change effectif nominal de l'euro calculé par la BCE sur la base des taux de change bilatéraux de 41 pays partenaires¹⁸. Les indices *Super-Core1* et *Super-Core2* sont calculés à partir de l'estimation de l'équation 3 dans laquelle le NAIRU est issu respectivement d'un filtre CF et d'un filtre HP.

De nombreux travaux ont récemment rappelé le caractère non-linéaire de la relation entre le chômage et l'inflation. En effet, la période de faible inflation observée dans la zone euro comme aux États-Unis à partir des années 1990 et jusqu'en 2021 coïncide avec des tensions généralement modérées sur le marché du travail. Il peut donc être pertinent d'estimer une relation qui tient compte du niveau des tensions et pouvant donc induire une réponse de l'inflation qui s'accroît pour un niveau de chômage plus faible¹⁹. Pour capter ces

17. Le début de la période d'estimation dépend de la disponibilité de la série de taux de chômage. Pour les composantes CP061 et CP062 les données sont disponibles depuis décembre 2000. Celles de la composante CP063 le sont à partir de décembre 2001.

18. Nous analysons ensuite la robustesse des résultats en tenant compte des éventuels effets des prix de l'énergie sur les autres composantes de l'indice. Dans ce cas, on intègre le glissement annuel du prix du pétrole et de la composante gaz de l'indice (CP0452) dans l'équation 3.

19. Voir Doser *et al.* (2023) ou Hooper, Mishkin et Sufi (2020) pour une analyse plus précise sur les non-linéarités de la courbe de Phillips et sur les différentes spécifications permettant d'en tenir compte.

non-linéarités potentielles, nous estimons la forme quadratique suivante :

$$\pi_{t,k} = \rho_k \cdot \pi_{L,k} + \beta_k^1 \cdot U_t + \beta_k^2 \cdot U_t^2 + \sum \gamma_{k,t-p} \cdot tcen_{t-p} + \epsilon_{t,k} \quad (4)$$

L'équation 4 conduit à estimer l'effet du taux de chômage en niveau plutôt que l'écart du taux de chômage, ce qui revient donc à supposer que le taux de chômage de long terme est constant²⁰. On en déduit alors l'indicateur *Super-Core3*. Enfin, un indicateur (*Super-Core4*) est également calculé avec un indicateur de demande mesuré par un écart d'activité calculé à partir de l'indice de production industrielle, soit :

$$\pi_{t,k} = \rho_k \cdot \pi_{L,k} + \beta_k \cdot \tilde{y}_t + \sum \gamma_{k,t-p} \cdot tcen_{t-p} + \epsilon_{t,k} \quad (5)$$

où \tilde{y}_t est l'écart entre l'indice de la production industrielle en zone euro et sa tendance estimée par un filtre Christiano-Fitzgerald.

Pour chaque modèle, une composante est incluse dans l'indice si et seulement si le paramètre β_k est significativement négatif au seuil de 10 %²¹. L'inflation – notée *Super-Core* – incluant uniquement les composantes procycliques s'écrit alors :

$$Super - Core_t^j = \sum \omega_k^{cyc} \cdot \pi_{t,k}, j = 1, \dots, 4. \quad (6)$$

avec

$$\omega_t^{cyc} = \frac{\omega_k}{\sum \omega_k} \text{ pour } \beta_k < 0$$

et significatif au seuil de 10 %, ω_k représente le poids de la composante k dans l'IPCH.

De la même façon, on notera *AcyC*, les indicateurs calculés à partir de l'ensemble des composantes acycliques, soit :

$$AcyC_t^j = \sum \omega_k^{acyc} \cdot \pi_{t,k}, j = 1, \dots, 4. \quad (7)$$

avec

$$\omega_t^{acyc} = \frac{\omega_k}{\sum \omega_k} \text{ pour } \beta_k \geq 0$$

20. La finalité ici n'est pas de rechercher la meilleure forme de non-linéarité mais d'identifier des composantes cycliques à partir de la spécification la plus simple.

21. Les résultats des différentes estimations ne sont pas reproduits mais sont disponibles auprès des auteurs. Notons que l'objectif n'est pas de déterminer la meilleure estimation possible pour chaque bien de l'indice mais de sélectionner, à partir d'une équation identique, l'ensemble des composantes qui réagissent au cycle, c'est-à-dire celles pour lesquelles l'inflation augmente lorsque la conjoncture devient plus favorable ou ici, celles pour lesquelles l'inflation baisse lorsque le chômage augmente relativement à sa tendance.

1.2. Le poids des composantes cycliques

Le tableau 1 résume le poids de l'ensemble des composantes procycliques pour chaque indicateur sur la base de leur poids de l'année 2023. L'indice *Super-Core1* conduit à identifier 21 composantes procycliques (sur 33) pour un poids total de 47 % tandis que 20 composantes cycliques sont sélectionnées dans l'indice *Super-Core3* qui représente 47,6 % de l'indice total²². Dix composantes sont identifiées comme procycliques pour les 4 indicateurs tandis que 16 composantes sont sélectionnées dans au moins trois indices²³.

Tableau 1. Poids des composantes cycliques

	Super-Core1	Super-Core2	Super-Core3	Super-Core4
Méthode	Linéaire – filtre CF	Linéaire - filtre HP	Non-linéaire	Linéaire – IPI
Poids (en %)	47,0	37,1	47,6	41,4
Nbre de composantes (/33)	21	19	20	20

Les estimations de ces quatre versions de l'indicateur suggèrent donc une sensibilité de l'identification des composantes procycliques selon la spécification retenue même s'il y a peu de différences concernant le nombre de composantes identifiées comme cycliques. Des variantes complémentaires confirment ce constat. Sur la base de la spécification permettant de calculer l'indicateur *Super-Core3*, pour lequel le poids des composantes procycliques est le plus élevé, le poids (pour l'année 2023) des composantes procycliques tombe à 30,6 % si l'équation 2 est calculée sur la base de 6 retards de l'inflation du produit (k) au lieu de 12 et à 16,3 % si on remplace l'inflation du produit (k) par l'inflation totale. Enfin, une estimation avec l'inflation du produit (k) en $(t+12)$ ou une spécification hybride conduit à identifier le poids des composantes procycliques à respectivement 17,6 % et 30,9 %.

Certains travaux suggèrent d'estimer la pente de la courbe de Phillips avec une moyenne mobile sur plusieurs mois de l'indicateur d'activité ce qui permet de lisser ses fluctuations²⁴. Dans ce cas, la part

22. Notons que les composantes alimentaires de l'inflation peuvent également réagir significativement au cycle. Notre indicateur pourrait donc, dans certains cas, sous-estimer le poids réel des composantes cycliques. Notre définition de l'inflation *Super-Core* est néanmoins en ligne avec les méthodes généralement retenues pour déterminer ce type d'indicateur.

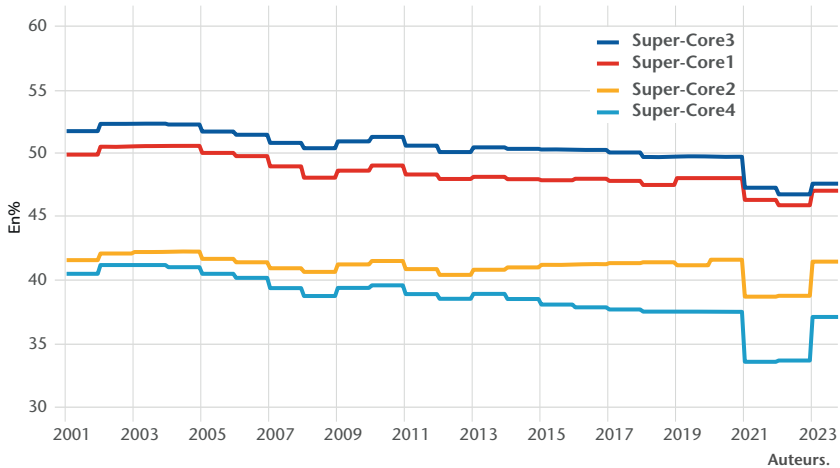
23. Les 10 composantes identifiées systématiquement comme procycliques sont : CP032, CP043, CP051, CP054, CP055, CP056, CP073, CP095, CP111 et CP121.

24. Voir par exemple Ball et Mazumder (2020).

des composantes procycliques s'élève à 29,7 % pour une moyenne du chômage calculée sur 12 mois. On estime également l'équation 4 en ajoutant des retards du glissement annuel du prix du pétrole et du prix du gaz (mesuré ici par la composante CP0452) pour tenir compte d'une éventuelle transmission des prix de l'énergie aux autres composantes de l'indice. La part des composantes procycliques s'élève alors à 36,2 %. Enfin, le nombre des composantes cycliques augmente si le seuil de significativité pour le paramètre est de 15 % au lieu de 10 %. La somme des poids passe alors à 54,1 %

Notons par ailleurs que la part des composantes procycliques dans l'IPCH a baissé depuis 2001 pour l'ensemble des indicateurs *Super-Core* (graphique 1). Cette diminution est comprise entre -0,8 point pour l'indicateur *Super-Core4* et 4,7 points pour l'indicateur *Super-Core3*, dont le poids atteignait un pic à 52,3 % en 2002. Dans la suite de cet article, on s'intéressera principalement aux propriétés de l'indice présentant la part des composantes procycliques la plus élevée (*Super-Core3*)²⁵. Enfin malgré les écarts de poids et les différences sur les composantes sélectionnées, la corrélation entre les 4 indicateurs dépasse 0,97.

Graphique 1. Évolution du poids des composantes cycliques



25. Les 4 indicateurs sont toutefois assez fortement corrélés. La corrélation entre *Super-Core3* et *Super-Core1* est de 0,91 tandis qu'elle s'élève à 0,92 pour *Super-Core3* et *Super-Core4*. Les indicateurs les moins corrélés (0,66) sont *Super-Core4* et *Super-Core1*.

2. Dynamique de l'inflation *Super-Core* et contribution à l'inflation totale

Dans cette partie, nous analysons l'évolution de l'inflation *Super-Core* depuis 1999 que nous comparons à l'inflation totale ainsi qu'à deux autres mesures alternatives de l'inflation : l'indice *Core* (inflation hors énergie et composantes alimentaires) ainsi que l'inflation médiane calculée à partir des 38 composantes au niveau 3-digit²⁶. L'inflation *Super-Core* affiche une moindre volatilité que l'inflation totale, ce qui s'explique par le fait qu'elle exclut les composantes énergie et alimentation (graphique 2) qui ont contribué aux pics de 2008 et 2022 ainsi qu'aux creux de 2009 et 2020. En mars 2023, l'inflation mesurée par l'indicateur *Super-Core3* atteignait un pic à 6,7 %, un niveau proche de celui atteint par l'inflation totale qui était en repli depuis son pic à 10,6 % atteint en octobre 2022. De fait, de nombreuses composantes de l'indicateur *Super-Core* ont affiché une inflation élevée en 2022 et 2023. C'est le cas par exemple de la composante CP043 (Entretien et réparation du logement) ou de CP056 (Biens et services pour l'entretien courant du foyer), forfaits touristiques (CP096) dont le glissement annuel a dépassé 10 % fin 2022, début 2023. Il est important de noter que même si l'indicateur *Super-Core* est calculé à partir des composantes procycliques de l'inflation, il ne peut s'interpréter comme un indicateur de l'inflation tirée par la demande. En effet, les composantes de l'indicateur réagissent certes significativement à l'indicateur de la demande mais elles résultent également d'autres facteurs. L'indicateur *Super-Core3* est par ailleurs fortement corrélé à l'indicateur *Core* (hors énergie, alimentation, boissons et tabac) et dans une moindre mesure à l'inflation médiane calculée sur les 38 composantes de l'IPCH (graphique 3)²⁷. L'inflation médiane restreint plus que les deux autres indicateurs les pics observés sur l'inflation totale.

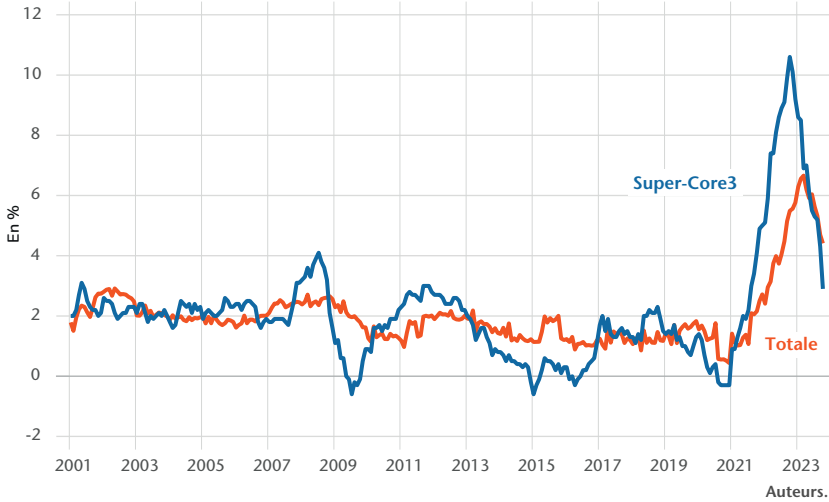
Au regard du débat sur les périodes pouvant être caractérisées par une désinflation manquante dans les phases de creux conjoncturel ou par une inflation manquante dans les périodes de reprise de la croissance, il peut être intéressant de vérifier que l'inflation *Super-Core* réagit aux conditions cycliques et de voir quelle a été la contribution de

26. Le graphique A2 en annexe montre que les dynamiques des 4 indicateurs *Super-Core* sont très proches. Ils atteignent notamment tous un pic en mars 2023 avec un niveau un peu plus élevé pour l'indicateur *Super-Core2*.

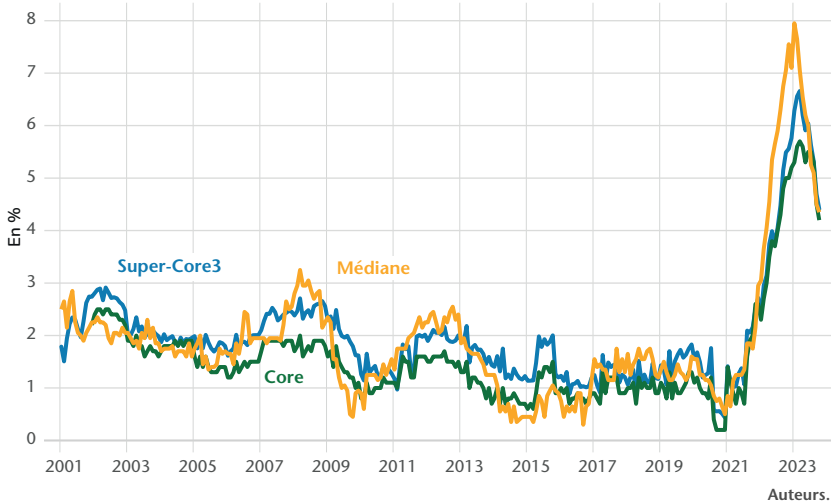
27. La corrélation entre *Super-Core3* et l'inflation *Core* est de 0,98 contre une corrélation de 0,82 avec l'inflation totale et 0,93 avec l'inflation médiane.

l'indicateur à l'inflation totale. Par construction, l'indicateur agrège des composantes qui ont réagi au cycle économique sur la période 2000-2023. De fait, la dynamique de l'inflation *Super-Core* permet de bien de rendre compte de cette corrélation, ce qui n'indique pour autant pas nécessairement que la hausse de l'inflation mesurée par le *Super-Core* ne rend compte que de l'amélioration des conditions conjoncturelles.

Graphique 2. Inflation *Super-Core* et inflation totale

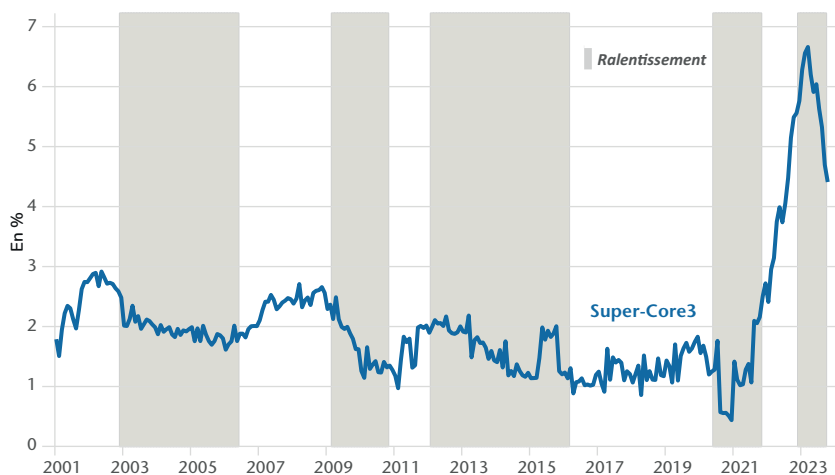


Graphique 3. Inflation Core, Super-Core et inflation médiane



Ainsi, l'inflation augmente et dépasse 2 % au début des années 2000 et en 2007-2008. Inversement, elle ralentit lorsque le taux de chômage passe sous sa tendance mesurée par un filtre HP (graphique 4) comme ce fut le cas par exemple pendant la période de la Grande récession de 2009 ou pendant la crise sanitaire de 2020²⁸. L'inflation ralentit également après 2012 lorsque la zone euro subit une double récession en lien avec la crise des dettes souveraines. Il reste néanmoins que la période 2016-2019 semble marquée par une inflation manquante entre 2016 et 2019. En effet, malgré l'accélération de l'activité en 2016-2017, le taux d'inflation *Super-Core* est resté inférieur à 2 %.

Graphique 4. Inflation *Super-Core* et ralentissement conjoncturel



Auteurs.

Les périodes de ralentissement correspondent aux dates pour lesquelles le taux de chômage est supérieur à sa tendance calculée à partir d'un filtre HP.

Par ailleurs, l'estimation de l'équation 4 permet de déterminer la pente de la courbe de Phillips une fois que l'on agrège les composantes cycliques et de comparer cette pente avec celle issue de l'estimation de la même équation pour les autres indicateurs d'inflation : *Acyc3*, *Core*, l'inflation médiane et l'inflation totale. Les résultats de ces estimations sont résumés dans le tableau 2. La pente de la courbe Phillips pour l'indicateur *Super-Core3* est significativement négative (colonne 1)²⁹.

28. L'écart entre le taux de chômage et la tendance du chômage mesurée par un filtre HP capte le cycle économique. Les périodes de ralentissement (zones grisées du graphique 4) correspondent à un taux de chômage supérieur à cette tendance.

29. On retrouve ce résultat quel que soit l'indicateur *Super-Core* (voir le tableau A2, en Annexe).

Pour l'indicateur *Acyc3*, qui réagrège les composantes de l'étape 1 qui ne réagissent pas significativement au chômage, la pente est négative mais plus faible et non significative (colonne 2). Il ressort toutefois que la pente peut être plus élevée pour les autres indicateurs d'inflation lorsque l'équation est estimée sur l'ensemble de la période. C'est le cas notamment pour l'inflation médiane et l'inflation totale (colonnes 4 et 5). L'estimation sur la période post-2009 indique que l'indicateur *Super-Core* réagit toujours significativement au cycle économique (colonne 6) alors que ce n'est plus le cas pour les autres indicateurs d'inflation (colonnes 8 à 10). Par conséquent, la réponse des composantes cycliques au chômage ne semble pas avoir été fortement modifiée³⁰.

Néanmoins, comme illustré par le graphique 1, le poids de ces composantes cycliques dans l'indice d'inflation totale a légèrement diminué au cours des 20 dernières années. Par ailleurs, les années post-Grande Récession sont caractérisées par une contribution plus faible de l'indicateur *Super-Core* à l'inflation totale. Celle-ci passe de 1,1 point en moyenne entre 2002 et 2008 à 0,7 point entre 2009 et 2019. On observe également une réduction de 0,1 point de la contribution de l'indicateur *Acyc* entre ces deux périodes (graphique 5). Dans ces conditions, la faible inflation et la persistance d'une inflation inférieure à 2 % entre 2009 et 2019 semblent bien s'expliquer par une baisse de l'inflation des composantes cycliques et dans une moindre mesure par une baisse de l'inflation acyclique. Quant au rebond récent de l'inflation, il se traduit par une hausse de la contribution de ces deux composantes. À cet égard, le rebond de l'inflation coïncide également avec une hausse de l'ensemble des contributions. Celle de l'indice *Super-Core* dépasse 2 points depuis août 2022, avec un pic à 3,1 points en février 2023. Comparativement, le pic de la contribution de l'énergie s'est élevé à 4,5 points en octobre 2022. Comme indiqué précédemment, bien que l'indicateur *Super-Core* soit construit uniquement avec les composantes procycliques, il ne traduit pas uniquement les facteurs liés à la demande puisque l'équation 4 tient également compte d'autres facteurs tels que les anticipations (ou l'inertie de l'inflation) ou les effets de prix des biens importés³¹.

30. Sur une période plus longue, il pourrait être pertinent de voir si le nombre de composantes cycliques a été réduit au cours du temps.

31. Sous l'hypothèse que ces autres facteurs n'ont pas contribué à l'inflation *Super-Core*, cela revient à donner un proxy de la borne supérieure du rôle de la demande dans l'inflation de la zone euro.

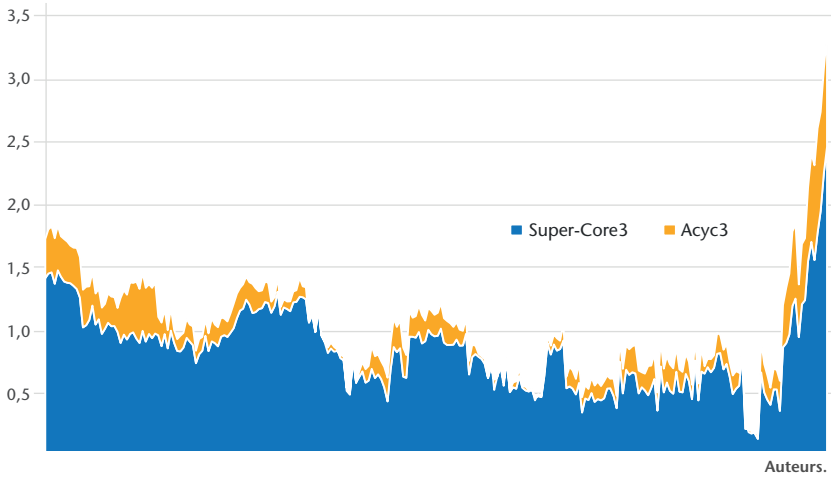
Tableau 2. Estimation des courbes de Phillips pour différents indicateurs d'inflation

	Période d'estimation Janvier 2000 - Octobre 2023					Période d'estimation Janvier 2009 - Octobre 2023				
	SuperCore3	Acyc3	CPcore	CPwmedian	CP00	SuperCore3	Acyc3	CPcore	CPwmedian	CP00
tcho	-0.8830*	-0,4338	-0.7765*	-0.9652+	-1.7771*	-0.7040*	-0,2415	-0,4484	-0,0971	-0,8931
	[0.00]	[0.52]	[0.03]	[0.08]	[0.04]	[0.03]	[0.65]	[0.21]	[0.89]	[0.26]
tcho*tcho	0.0425*	0,0195	0.0367+	0,0461	0.0868+	0.0335*	0,0081	0,0195	0,001	0,04
	[0.01]	[0.57]	[0.05]	[0.11]	[0.05]	[0.05]	[0.75]	[0.28]	[0.98]	[0.32]
Petrole(t-1)	-0,0393	0,0777	0,0369	0.3417+	1.3602*	0,0892	0.2583*	0,1323	0.4533*	1.5443*
	[0.74]	[0.62]	[0.74]	[0.06]	[0.00]	[0.47]	[0.02]	[0.22]	[0.04]	[0.00]
Gaz(t-1)	0.0249*	0.0144*	0.0195*	0.0394*	0.0575*	0.0263*	0.0150*	0.0216*	0.0424*	0.0609*
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Tcen(t-1)	-1,0989	-2.0826*	-1.8457*	-0,8009	-1,0962	-1,8794	-2.8651*	-2.2193*	-2.9485*	-5.0627*
	[0.11]	[0.03]	[0.01]	[0.37]	[0.48]	[0.13]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.00]
ma12_Inflation (t-1)	0.9373*	0.9624*	0.9592*	0.7451*	0.5050*	0.9548*	0.9549*	0.9837*	0.8099*	0.5371*
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Constante	4.5111*	2,3622	3.9947*	5.1869*	9.4719*	3.6162*	1,6661	2,4725	1,0556	5,4263
	[0.00]	[0.48]	[0.02]	[0.05]	[0.02]	[0.02]	[0.54]	[0.16]	[0.75]	[0.16]
N	285	262	262	286	286	178	178	178	178	178

Auteurs.

Note : p < 0.10, * p < 0.05. p-value entre crochets.

Graphique 5. Contribution à l'inflation



3. Pouvoir prédictif de l'inflation *Super-Core*

La finalité des mesures alternatives n'est pas de se substituer à l'inflation totale mais de mieux appréhender les risques – à la hausse comme à la baisse – de l'inflation. Dès lors, les indicateurs doivent refléter l'inflation observée en moyenne mais aussi avoir un contenu informatif sur l'évolution future de l'inflation. Ainsi, sur l'ensemble de la période considérée, la moyenne de l'inflation mesurée par l'indicateur *Super-Core* s'établit à 2,0 % contre 2,1 % pour l'inflation totale (tableau 3). Cet indicateur est donc en moyenne proche de la mesure d'inflation servant de cible pour la politique monétaire. L'inflation *Super-Core* performe légèrement mieux que l'inflation médiane (1,9 % en moyenne) et semble plus pertinente que l'indicateur *Core* ou *Acyc*. Ce constat se confirme également sur plusieurs sous-périodes et notamment la période pré-2009 ainsi que la période allant de janvier 2009 à

Tableau 3. Inflation moyenne selon l'indicateur d'inflation

	1/2002-10/2023	1/2002-12/2008	1/2009-12/2019	1/2020-10/2023
Super-Core3	2,0	2,2	1,5	3,1
Acyc3	1,3	1,3	0,8	2,7
Core	1,6	1,8	1,1	2,7
Inflation médiane	1,9	2,0	1,3	3,4
Inflation totale	2,1	2,3	1,3	4,2

Auteurs.

décembre 2019. Sur la période la plus récente caractérisée par une chute de l'inflation en 2020 puis l'apparition de tensions inflationnistes depuis 2021, l'indicateur *Super-Core* s'établit en moyenne à 3,1 % soit 1,1 point en-dessous de l'inflation totale. En moyenne, l'inflation médiane entre janvier 2020 et octobre 2023 s'est élevée à 3,4 %.

Enfin, la pertinence des indicateurs d'inflation est également analysée à l'aune de leur capacité à prévoir l'inflation future. À cette fin, nous calculons pour différents horizons l'erreur quadratique moyenne de la prévision d'inflation réalisée à partir des indices *Super-Core*, *Acyc*, *Core* et Inflation médiane. Ces prévisions sont notamment comparées à celle d'un modèle naïf où l'inflation totale anticipée à l'horizon $t+k$ est égale à l'inflation observée à la date (t), soit :

$$RMSE(j) = \sum_t \frac{(\pi_{t+k} - \pi_t^j)^2}{obs}$$

pour $k = 3, 6, 12, 18$ et 24 mois et $j = \textit{Super-Core}3, \textit{Acyc}3, \textit{Core}, \textit{Inflation médiane}$ et *inflation totale*, *obs* désigne le nombre d'observations.

Le tableau 4 montre que à des horizons de 3 à 6 mois, l'inflation courante reste le meilleur indicateur de l'inflation future³². Sur des horizons plus longs, l'indicateur *Acyc* est celui qui performe le mieux pour prévoir l'inflation à 12 mois tandis que les capacités prédictives de l'indicateur *Super-Core* dominent celles des autres indicateurs pour des horizons de 18 et 24 mois. Ces résultats sont globalement confirmés lorsque l'on prévoit non pas le niveau de l'inflation à un horizon donné mais la moyenne de l'inflation à un horizon donné³³.

Tableau 4. Erreur quadratique moyenne des indicateurs d'inflation

	Super-Core3	Acyc3	Core	Mediane	Inflation courante
3 mois	2,2	2,4	2,2	1,4	0,6
6 mois	2,8	2,9	2,8	2,3	1,6
12 mois	3,9	3,9	3,9	4,0	4,1
18 mois	4,7	4,9	4,8	4,9	5,4
24 mois	5,1	5,6	5,4	5,4	6,4

Auteurs.

32. Une alternative consiste non pas à prévoir l'inflation à un horizon ($t+k$) donné mais la moyenne de l'inflation entre les dates (t) et ($t+k$). Cette analyse ne modifie cependant pas fortement la capacité prédictive relative des indicateurs. Voir tableau A3

33. Voir le tableau A3 de l'Annexe.

4. Conclusion

Cet article propose la construction d'un indicateur d'inflation basé sur les composantes cycliques. La distinction entre les composantes procycliques et les composantes acycliques permet d'apporter un éclairage plus précis sur la dynamique passée de l'inflation dans la zone euro. Sur la base d'une désagrégation en 38 produits, nous montrons que les prix des biens et services qui augmentent quand le chômage diminue représentent un peu moins de 50 % de l'IPCH. Il est néanmoins important de souligner que la masse des composantes procycliques dépend fortement de la spécification économétrique retenue. L'indicateur *Super-Core* indique que la relation entre l'inflation et le chômage semble stable dans la zone euro et qu'elle permet de mieux refléter les évolutions futures de l'inflation totale sur des horizons de prévisions supérieurs à un an. Ce type d'indicateur semble donc pertinent pour les banques centrales. Cette conclusion pourrait cependant être validée en testant l'effet de la politique monétaire sur l'inflation *Super-Core* ou sur les composantes identifiées comme procycliques. Une autre extension possible serait de reproduire l'analyse pour différents pays de la zone euro, ce qui permettrait de voir si les composantes cycliques sont les mêmes. Enfin, une analyse des composantes procycliques sur différents sous-échantillons pourrait aussi apporter un éclairage sur les raisons éventuelles de l'instabilité de la relation de Phillips souvent mise en avant dans la littérature.

Références

- Ball L. et S. Mazumder, 2018, « A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-Term Unemployment », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 51, n° 1, pp. 111-37. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12502>.
- , 2020, « A Phillips Curve for the Euro Area », *International Finance*, vol. 24, n° 1, pp. 2-17. <https://doi.org/10.1111/infi.12381>.
- Blot C., J. Creel, P. Hubert, F. Labondance et X. Ragot, 2016, « Euro Area Inflation and ECB Policy in a Global Environment », *Politica economica*, n° 3, pp. 539-54. <https://doi.org/10.1429/85010>.
- Bobeica E. et A. Sokol, 2019, « Drivers of Underlying Inflation in the Euro Area over Time: A Phillips Curve Perspective », *ECB Economic Bulletin*, n° 4. https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/articles/2019/html/ecb.ebart201904_02~d438b3e4d4.en.html.
- Coibion O. et Y. Gorodnichenko, 2015, « Is the Phillips Curve Alive and Well After All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation »,

- American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, n° 1, pp. 197-232. <https://doi.org/10.1257/mac.20130306>.
- Coibion O., Y. Gorodnichenko et R. Kamdar, 2018, « The Formation of Expectations, Inflation, and the Phillips Curve », *Journal of Economic Literature*, vol. 56, n° 4, pp. 1447-91. <https://doi.org/10.1257/jel.20171300>.
- Dolmas J. et E. F. Koenig, 2019, « Two Measures of Core Inflation: A Comparison », *Federal Reserve Bank of Dallas, Working Papers* 2019 (1903). <https://doi.org/10.24149/wp1903>.
- Doser A., R. Nunes, N. Rao et V. Sheremirov, 2023, « Inflation Expectations and Nonlinearities in the Phillips Curve », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 38, n° 4, pp. 453-71. <https://doi.org/10.1002/jae.2963>.
- Ehrmann M., G. Ferrucci, M. Lenza et O'B. Derry, 2018, « Measures of Underlying Inflation for the Euro Area », *ECB Economic Bulletin*, n° 4. https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/articles/2018/html/ecb.ebart201804_03.en.html.
- Gordon R. J., 2010, « The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation ». *Economica*, vol. 78, n° 309, pp. 10-50. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2009.00815.x>.
- Hooper P., F. S. Mishkin et A. Sufi, 2020, « Prospects for Inflation in a High Pressure Economy: Is the Phillips Curve Dead or Is It Just Hibernating? », *Research in Economics*, vol. 74, n° 1, pp. 26-62. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2019.11.004>.
- Hubert P. et M. Le Moigne, 2018, « La désinflation manquante », *Revue de l'OFCE*, n° 160, pp. 47-75. <https://doi.org/10.3917/reof.160.0047>.
- Lalliard A. et P. A. Robert, 2022, « A Possible New Indicator to Measure Core Inflation in the Euro Area », *Banque de France Bulletin*, n° 240 (juillet). <https://publications.banque-france.fr/en/possible-new-indicator-measure-core-inflation-euro-area>.
- Lian W. et A. Freitag, 2022, « Inflation Dynamics in Advanced Economies: A Decomposition into Cyclical and Non-Cyclical Factors », *Banque de France Bulletin*, n° WP/22/91. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2022/05/13/Inflation-Dynamics-in-Advanced-Economies-A-Decomposition-into-Cyclical-and-Non-Cyclical-517863>.
- Mahedy T. et A. Shapiro, 2017, « What's Down with Inflation? » *FRBSF Economic Letter*, n° 35 (novembre). <https://www.frbsf.org/wp-content/uploads/sites/4/el2017-35.pdf>.
- Mazumder S., 2018, « Inflation in Europe After the Great Recession ». *Economic Modelling*, n° 71 (avril), pp. 202-13. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.12.014>.
- Stock J. H. et M. W. Watson, 2020, « Slack and Cyclically Sensitive Inflation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 52, (S2), pp. 393-428. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12757>.

Annexe

Tableau A1. Poids des composantes de l'IPCH (Poids 2023 en ‰)

COICOP	Intitulé	Poids IPCH
CP011	Produits alimentaires	146,8
CP012	Boissons non alcoolisées	14,6
CP021	Boissons alcoolisées	17,0
CP022	Tabac	21,4
CP031	Articles d'habillement	42,8
CP032	Chaussures	9,6
CP041	Loyers d'habitation effectifs	56,1
CP043	Entretien et réparation du logement	11,3
CP044	Alimentation en eau et services divers liés au logement	23
CP045	Electricité, gaz et autres combustibles	61,2
CP051	Meubles, articles d'ameublement, tapis et autres revêtements de sol	23,5
CP052	Articles de ménages et textile	4,8
CP053	Appareils ménagers	9,7
CP054	Verrerie, vaisselle et ustensiles de ménage	6,1
CP055	Outils et autre matériel pour la maison et le jardin	5,1
CP056	Biens et services pour l'entretien courant du foyer	18,5
CP061	Produits, appareils et matériels médicaux	19,9
CP062	Services ambulatoires	21,1
CP063	Services hospitaliers	8,3
CP071	Achat de véhicules	37,0
CP072(modifié)	Utilisation de véhicules personnels hors (CP0722)	47,4
CP0722	Carburants et lubrifiants pour véhicules personnels	41,7
CP073	Services de transport	24,3
CP081	Communication	26,7
CP091	Matériel audiovisuel, photographique, et de traitement de l'information	13,5
CP092	Autres gros biens durables à vocation récréative et culturelle	3,7
CP093	Autres articles et matériels de loisirs, jardinage et animaux de compagnie	25,2
CP094	Services récréatifs et culturels	18,7
CP095	Livres, journaux et articles de papeterie	12,6
CP096	Forfaits touristiques	15,1
CP100	Enseignement	9,8
CP111	Services de restauration	83,6
CP112	Services d'hébergement	21,2
CP121	Soins corporels	28,3
CP123	Effets personnels	9,5

Tableau A1 (suite). Poids des composantes de l'IPCH (Poids 2023 en %)

COICOP	Intitulé	Poids IPCH
CP124	Protection sociale	18,3
CP125	Assurance	21,3
CP126	Services financiers	9,5
CP0127	Autres services	11,9
		1000
CP045 + CP0722	Énergie	102,9
CP011 + CP012 + CP021 + CP022	Alimentation, boissons et tabac	199,8

Tableau A2. Estimation des courbes de Phillips pour différents indicateurs d'inflation Super-Core

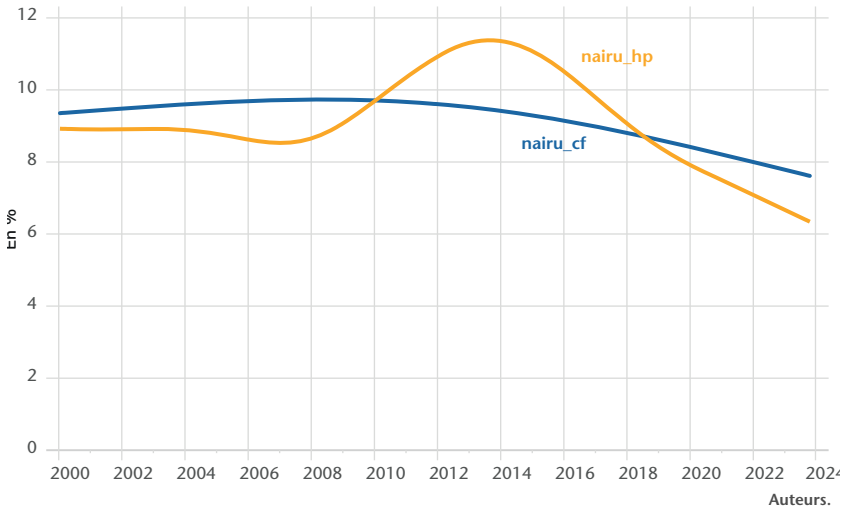
	Période d'estimation Janvier 2000 – Octobre 2023			
	SuperCore3	SuperCore1	SuperCore2	SuperCore4
tcho	-0.8830* [0.00]	-0.6454* [0.06]	-0.8093* [0.06]	-0.9597* [0.00]
tcho*tcho	0.0425* [0.01]	0,0292 [0.11]	0.0373* [0.10]	0.0465* [0.01]
Petrole(t-1)	-0,0393 [0.74]	-0,0276 [0.81]	-0,0018 [0.99]	0,0674 [0.54]
Gaz(t-1)	0.0249* [0.00]	0.0258* [0.00]	0.0335* [0.00]	0.0255* [0.00]
Tcen(t-1)	-1,0989 [0.11]	-0,8354 [0.14]	-1.5827* [0.07]	-1.2064* [0.10]
ma12_Inflation (t-1)	0.9373* [0.00]	0.9309* [0.00]	0.8941* [0.00]	0.9193* [0.00]
Constante	4.5111* [0.00]	3.4722* [0.03]	4.3319* [0.04]	4.8757* [0.00]
N	285	285	285	285

Tableau A3. Erreur quadratique moyenne des indicateurs d'inflation

Inflation moyenne sur les ... prochains mois	Super-Core3	Acyc3	Core	Mediane	Inflation courante
3 mois	1,9	2,2	2,0	1,2	0,4
6 mois	2,2	2,4	2,3	1,7	1,1
12 mois	2,3	2,4	2,3	2,1	1,6
24 mois	2,1	2,3	2,2	2,1	2,1
36 mois	1,2	1,7	1,3	2,0	2,0

S

Graphique A1. Tendances du chômage dans la zone euro



Graphique A2. Inflation mesurée par les différents indices Super-Core

