

# LA HAUSSE DE L'INFLATION PEUT-ELLE MODIFIER L'ANCRAGE DES ANTICIPATIONS ?

**Christophe Blot<sup>1</sup>**

*Sciences Po, OFCE ; Université Paris-Nanterre*

---

Le processus de décision des agents économiques repose en partie sur leurs anticipations d'inflation. Avec la hausse récente de l'inflation se pose la question de leur évolution récente et d'un éventuel désancrage de ces anticipations relativement à la cible des banques centrales. Dans cet article, nous estimons l'ancrage du niveau des anticipations pour la zone euro et les États-Unis en testant la réaction des anticipations à différents horizons aux évolutions de l'inflation courante. Notre analyse tient également compte de non-linéarités potentielles. Les résultats suggèrent que les anticipations – de long terme – sont légèrement mieux ancrées dans la zone euro qu'aux États-Unis. Dans un deuxième temps, nous évaluons le rôle de ces mêmes indicateurs d'anticipation d'inflation sur la dynamique de l'inflation via l'estimation d'une courbe de Phillips hybride. L'analyse indique que la dynamique de l'inflation passée joue un rôle plus important que les anticipations d'inflation pour expliquer l'inflation courante. Dans ces conditions, le risque d'un cercle vicieux où les anticipations d'inflation augmentent avec l'inflation courante et alimentent en retour la hausse de l'inflation est limité. En effet, même s'il est significatif, l'impact d'un point de hausse de l'inflation sur les anticipations est modéré, en particulier à long terme. Ensuite, l'augmentation des anticipations ne contribue en retour que de façon limitée à la hausse de l'inflation.

*Mots clés* : inflation, ancrage, anticipations, courbe de Phillips.

---

---

1. Je remercie Elliot Aurissergues, Laurence Duboys Fresney, Éric Heyer, Paul Hubert et Hervé Péléraux pour leur relecture attentive.

L'année 2021 a été marquée par une résurgence de l'inflation dans les pays émergents et développés. Cette situation est d'abord liée à la remontée des prix de l'énergie, des prix alimentaires et aux contraintes d'approvisionnement qui ont renchérit notamment les coûts de transport<sup>2</sup>. Force est cependant de constater que ce choc est plus long que ce qui avait été anticipé à l'automne 2021. Il s'est par ailleurs amplifié en début d'année 2022 en raison de la guerre en Ukraine. Surtout il ressort désormais, particulièrement aux États-Unis, que la hausse des prix se généralise. La hausse des prix de l'énergie et les contraintes d'approvisionnement ont d'abord touché le prix des biens mais la diffusion aux prix des services pourrait suggérer des effets de second tour et un épisode inflationniste plus durable. L'inflation sous-jacente – qui ne tient pas compte de l'évolution des prix alimentaires et de l'énergie – s'élevait à 3,8 % en mai 2022 dans la zone euro et atteignait 6 % aux États-Unis<sup>3</sup>. Dans ce contexte, se pose la question de la réaction des anticipations d'inflation à court terme mais également à plus long terme. En effet, si les agents économiques anticipent que l'inflation sera durablement plus élevée, ils pourraient ajuster à la hausse leurs anticipations, notamment celles de long terme, ce qui pourrait alors alimenter l'inflation future et créer les conditions d'un cercle vicieux.

La stabilité des prix est un élément clé du mandat des banques centrales. Cet objectif est cependant visé à moyen terme puisqu'étant donné les délais de transmission de la politique monétaire, les banques centrales ne peuvent contrôler parfaitement l'inflation à court terme. Leurs décisions s'appuient donc sur la trajectoire anticipée des prix. À cette fin, les banques centrales réalisent leurs propres prévisions – généralement communiquées au grand public – mais analysent également les anticipations des agents économiques. Ces indicateurs apportent non seulement une information sur le sentier futur des prix mais ils sont aussi le reflet de la crédibilité des banques centrales. En effet, des anticipations d'inflation à long terme proches de la cible fixée par les banques centrales indiquent que les agents économiques ne prévoient pas de déviations durables de l'inflation par rapport à cette cible, ce qui suppose non seulement qu'ils considèrent que la politique

---

2. Voir OFCE (2022) pour une analyse détaillée.

3. Le déflateur de la consommation sous-jacent est cependant un peu moins élevé : 4,7 %.

monétaire s'ajusterait en cas de choc – positif ou négatif – sur l'inflation mais également que cette action sera efficace pour ramener l'inflation vers sa cible<sup>4</sup>. On considère alors que les anticipations sont ancrées. L'objectif de cet article est d'analyser l'ancrage des anticipations d'inflation dans la zone euro et aux États-Unis ainsi que le rôle joué par ces anticipations dans la dynamique de l'inflation.

Depuis la crise financière de 2008-2009, de nombreux travaux ont suggéré une perte d'ancrage des anticipations d'inflation, particulièrement aux États-Unis<sup>5</sup>. Malgré la reprise, l'inflation moyenne dans la zone euro comme aux États-Unis s'est respectivement établie à 1,3 % et 1,8 % en moyenne entre 2011 et 2019<sup>6</sup>, soit des niveaux inférieurs aux cibles de la BCE et de la Réserve fédérale. Dans quelle mesure la baisse de l'inflation a-t-elle provoqué un désancrage ? Inversement, la baisse de l'inflation s'explique-t-elle par une baisse des anticipations d'inflation ? La hausse récente de l'inflation rompt avec cette tendance et l'augmentation rapide des prix pourrait perturber l'ancrage. Les anticipations s'ajustent-elles différemment selon le niveau de l'inflation ? À partir de données d'enquêtes, nous évaluons la réponse des anticipations au niveau de l'inflation. En effet, lorsque les anticipations sont ancrées, elles devraient être peu sensibles à la dynamique des prix en cours. Nous étudions notamment la possibilité d'une réaction asymétrique des anticipations d'inflation lorsque l'inflation dépasse un certain seuil.

L'ancrage est un facteur crucial pour limiter le risque d'effet de second tour. En période de choc négatif, il peut contribuer à limiter la baisse du taux d'inflation. Coibion et Gorodnichenko (2015) expliquent ainsi la « désinflation manquante » pendant la Grande Récession de 2009 par une hausse des anticipations d'inflation des ménages américains entre 2009 et 2013<sup>7</sup>. Ces travaux suggèrent qu'il est important d'estimer des courbes de Phillips intégrant directement

---

4. Pour reprendre Blinder (2000), « une banque centrale est crédible si les agents pensent qu'elle fera ce qu'elle dit ».

5. Voir notamment Galati *et al.* (2011), Beechy *et al.* (2011) ou Nautz et Strohsal (2015). Pour la zone euro, les anticipations seraient généralement mieux ancrées qu'aux États-Unis. Toutefois, Lyziak et Paloviita (2017) concluent également à une réduction de l'ancrage post-crise financière globale. Pour Corsello *et al.* (2021), ce désancrage serait plus tardif dans la zone euro et interviendrait après 2013.

6. En 2020, dans le contexte très particulier de la crise sanitaire, l'inflation a baissé dans la zone euro comme aux États-Unis et s'est respectivement élevée à 0,3 % et 1,2 %.

7. Hubert et Le Moigne (2018) appliquent la même analyse à la zone euro. Ils montrent qu'on aurait également eu une désinflation manquante en Espagne et en Italie mais une inflation manquante en Allemagne et en France.

une mesure des anticipations d'inflation<sup>8</sup>. Cet article s'appuie sur l'approche proposée par Fuhrer (2012) afin d'évaluer dans quelle mesure les indicateurs d'anticipation d'inflation – à court et à long terme – affectent la dynamique de l'inflation dans la zone euro et aux États-Unis. À cette fin, nous estimons des courbes de Phillips hybrides où l'inflation dépend à la fois de l'inflation passée (dimension *backward looking*) et d'un indicateur des anticipations d'inflation à différents horizons (dimension *forward looking*)<sup>9</sup>.

L'analyse suggère que les anticipations d'inflation de long terme semblent légèrement mieux ancrées dans la zone euro et aux États-Unis. Une hausse de l'inflation observée pourrait se traduire par une augmentation des anticipations à l'horizon de cinq ans près de trois fois plus importante aux États-Unis que dans la zone euro. Nos résultats suggèrent cependant que plus l'horizon de prévision est éloigné, moins il dépend de l'inflation courante. À court terme, la réaction des anticipations reflète certainement la persistance des chocs plutôt qu'un faible ancrage des anticipations. Par ailleurs, les anticipations pourraient être plus sensibles au niveau de l'inflation lorsque celle-ci est élevée. Ainsi, la remontée de l'inflation observée depuis mi-2021 pourrait entraîner un ajustement à la hausse plus important des anticipations d'inflation. Le risque de cercle vicieux reste cependant relativement limité dans la mesure où l'effet d'un point de hausse de l'inflation sur les anticipations est modéré, même dans un environnement d'inflation plus élevé. Par ailleurs, l'estimation de courbes de Phillips indique qu'aux États-Unis comme dans la zone euro, la dynamique de l'inflation dépend surtout de l'inflation passée. L'inflation anticipée par les professionnels dans la zone euro et par les ménages américains affecte également le niveau de l'inflation avec un effet assez proche quel que soit l'horizon des anticipations. Nous revenons d'abord sur les différentes mesures des anticipations d'inflation puis, dans la section 2, nous analysons l'ancrage du niveau des anticipations. La section 3 analyse l'effet retour des anticipations d'inflation sur l'inflation.

---

8. Voir également Ball et Mazumder (2019).

9. Voir également Hubert et Mirza (2019).

## 1. Évolution des anticipations d'inflation aux États-Unis et dans la zone euro

Les anticipations peuvent jouer un rôle important dans les choix économiques des agents. Il est donc essentiel de pouvoir mesurer ces anticipations. Celles-ci ne sont pas directement observables. Elles ne sont donc pas mesurées par la comptabilité nationale mais à partir de données d'enquêtes – réalisées auprès des ménages ou des professionnels – ou à partir de variables de marchés financiers. Il existe des contrats financiers qui permettent aux agents de se protéger contre le risque d'inflation. Il s'agit soit des obligations indexées<sup>10</sup>, soit des *swaps* d'inflation<sup>11</sup>. Le prix de ces instruments permet d'obtenir une mesure des anticipations à des horizons allant le plus souvent de 1 à 10 ans. L'indicateur généralement retenu pour mesurer les anticipations à long terme est le 5 ans dans 5 ans. Ces données ont l'avantage d'être disponibles à haute fréquence mais peuvent présenter des biais de mesure car elles incluent des primes de risque ou de liquidité et sont caractérisées par une volatilité importante (graphique 1)<sup>12</sup>. Depuis 2012, les indicateurs pour la zone euro et les États-Unis affichent d'abord une période de baisse tendancielle des anticipations d'inflation entre 2012 et 2020. Elles remontent depuis et dépassaient, mi-2022, 2,5 % aux États-Unis et 2 % dans la zone euro, soit un niveau proche ou relativement supérieur à celui observé fin 2012, début 2013 dans un contexte d'inflation beaucoup moins élevé. Ainsi, l'évolution actuelle pourrait refléter un désancrage des anticipations de marché mais aussi une convergence vers les niveaux observés par le passé compatibles avec les cibles d'inflation des banques centrales.

Une autre façon de mesurer l'inflation anticipée est d'interroger directement – via des enquêtes – les agents économiques : ménages ou firmes – ou des prévisionnistes professionnels. Ces données peuvent être disponibles sur une période plus longue mais à une fréquence plus basse. Pour les États-Unis, le *Michigan Survey* est par exemple disponible sur une période assez longue (1978). Des ménages américains

---

10. Il s'agit d'une obligation dont la valeur du principal s'ajuste avec l'inflation observée. Ainsi, lorsque l'inflation augmente, la valeur nominale du principal s'apprécie si bien que l'investisseur reçoit un coupon annuel plus élevé. Le taux d'intérêt du coupon reste identique mais s'applique à une valeur plus élevée du principal.

11. Il s'agit d'un contrat dans lequel une partie paye un flux de revenu fixe tandis que la contrepartie verse un flux qui dépend du taux d'inflation. Ainsi, l'acheteur de la protection reçoit un flux de revenu plus élevé lorsque l'inflation augmente.

12. Bauer et McCarthy (2015) montrent pour les États-Unis que ces indicateurs n'apportent pas une information de meilleure qualité que les données issues d'enquêtes.

sont interrogés tous les mois sur le niveau de l'inflation qu'ils anticipent à un horizon d'un an. Les anticipations à un horizon de 5 ans sont mesurées à cette même fréquence depuis avril 1990<sup>13</sup>.

Graphique 1. Anticipations de marché à 5 ans dans 5 ans

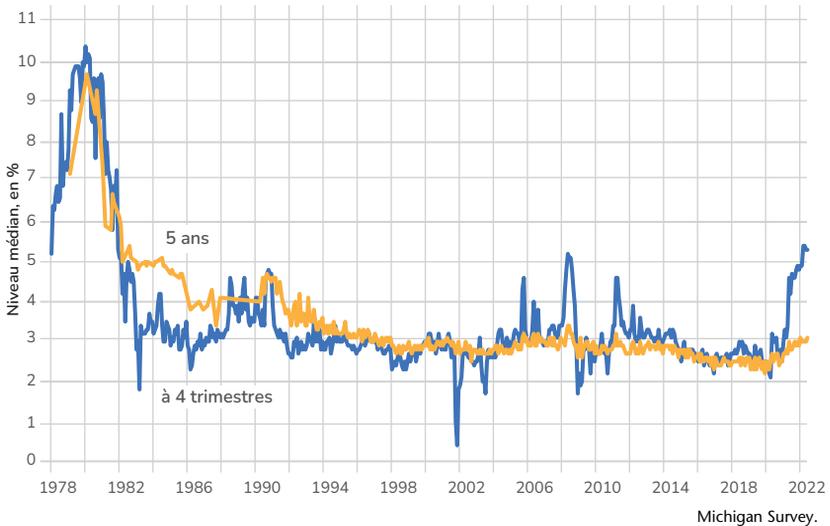


L'évolution des anticipations d'inflation à un an illustre bien le changement de régime inflationniste au début des années 1980 ainsi que l'augmentation récente (graphique 2). En janvier 1980, les anticipations atteignaient un pic à 10,4 % avant de baisser fortement. Le niveau atteint en 2022 n'avait donc pas été observé depuis le début des années 1980, ce qui est cependant cohérent avec l'évolution de l'inflation courante. La période du Covid s'est plutôt traduite par un niveau d'anticipation à un an relativement faible : 2,1 % en avril 2020 lorsque les mesures prophylactiques ont atteint un pic pour l'économie américaine. Depuis, les anticipations à un an ont augmenté de plus de 3 points. Cette situation est concomitante de l'évolution récente de l'inflation. Il traduit probablement l'anticipation que le choc actuel persistera. En revanche, la dynamique des anticipations de long terme – à un horizon de cinq ans – est bien plus modérée. Cet indicateur avait atteint un point bas (2,3 %) en mars 2020 avant d'augmenter jusqu'à

13. Des informations pour cet horizon de prévision sont disponibles avant cette date mais à une fréquence irrégulière.

3,1 % en janvier 2022. Les anticipations à cinq ans sont désormais proches des pics observés en mars 2011 (3,2 %), mai-juin 2008 (3,4 %) et inférieures au record à 4,7 % de septembre 1990. Notons cependant qu'elles sont stables depuis le début de l'année 2022 alors que les anticipations à un an ont continué à augmenter. La corrélation entre les anticipations à court et à long terme apporte une information sur le sentiment des ménages quant à la diffusion des chocs de court terme vers les niveaux d'inflation anticipés à plus long terme. Une corrélation entre les indicateurs d'inflation peut donc donner un premier indice sur la qualité de l'ancrage des anticipations.

Graphique 2. Anticipations d'inflation des ménages américains



Dans la zone euro, l'Eurosystème a lancé récemment une enquête similaire auprès de ménages de la zone euro (*Consumer expectations survey*). Ces données ne sont cependant pas disponibles sur une période suffisamment longue pour être exploitées<sup>14</sup>. Les enquêtes de la Commission européenne interrogent également tous les mois les ménages et les entreprises sur leurs anticipations d'évolution de prix à la consommation et de production. Il s'agit cependant d'une enquête qualitative dans laquelle les sondés sont invités à indiquer s'ils pensent

14. L'enquête est réalisée auprès de 10 000 ménages issus de six pays : Allemagne, Belgique, France, Italie, Pays-Bas et Espagne.

qu'au cours des douze prochains mois, les prix augmenteront « plus rapidement [qu'au cours des 12 mois précédents] », « au même rythme », « à un rythme plus lent » ou « s'ils vont baisser »<sup>15</sup>. Certaines enquêtes sont également menées au niveau de certains pays de la zone euro. Elles ne fournissent de fait pas une information agrégée au niveau européen et ne sont pas nécessairement disponibles en libre accès. L'analyse de ces enquêtes montre qu'elles peuvent comporter des biais. En effet, les anticipations des ménages peuvent refléter l'expérience personnelle des ménages au regard de l'inflation mais aussi la composition de leur panier de consommation qui peut diverger du panier moyen. Ainsi, les ménages accordent plus d'attention et de poids au prix des biens qu'ils achètent fréquemment et moins à ceux qui ne sont consommés qu'occasionnellement<sup>16</sup>.

L'analyse des anticipations d'inflation s'appuie aussi fréquemment sur les enquêtes réalisées auprès des professionnels. Les prévisionnistes – instituts nationaux de conjoncture, banques ou organismes internationaux – sont interrogés soit mensuellement (par le *Consensus forecast*), soit trimestriellement (par le *Survey of professional forecasters*) sur leurs anticipations à différents horizons. Les données issues du SPF pour la zone euro et les États-Unis sont collectées respectivement par la BCE et la Réserve fédérale. Contrairement à ce qui est fait pour les ménages, les enquêtes auprès des professionnels aux États-Unis permettent de distinguer entre les anticipations d'indice des prix (IPC) et les anticipations du déflateur de la consommation qui correspond à l'indicateur ciblé par la banque centrale. Néanmoins, les anticipations de déflateur sont disponibles sur un échantillon plus court : 2007 contre 1981 pour les anticipations d'IPC. Aux États-Unis, on retrouve le mouvement de réduction des anticipations d'inflation au début des années 1980 (graphique 3). L'augmentation récente de l'inflation semble se transmettre au moins partiellement aux anticipations puisqu'à l'horizon de quatre trimestres, les prévisionnistes anticipaient – au deuxième trimestre 2022 – une inflation à 3,3 %. Comparativement aux anticipations des ménages américains, les professionnels semblent anticiper que les tensions seront moindres à l'horizon d'un an. En revanche, ils anticipent que le choc pourrait être plus durable et la corrélation entre les anticipations de court et de long terme est plus élevée pour les

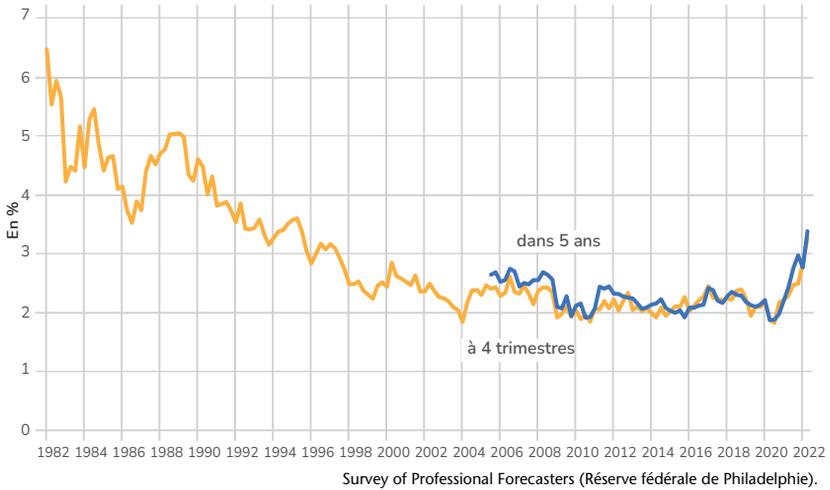
---

15. Il existe également une enquête trimestrielle quantitative disponible depuis 2004. Elle porte cependant uniquement sur un horizon d'un an.

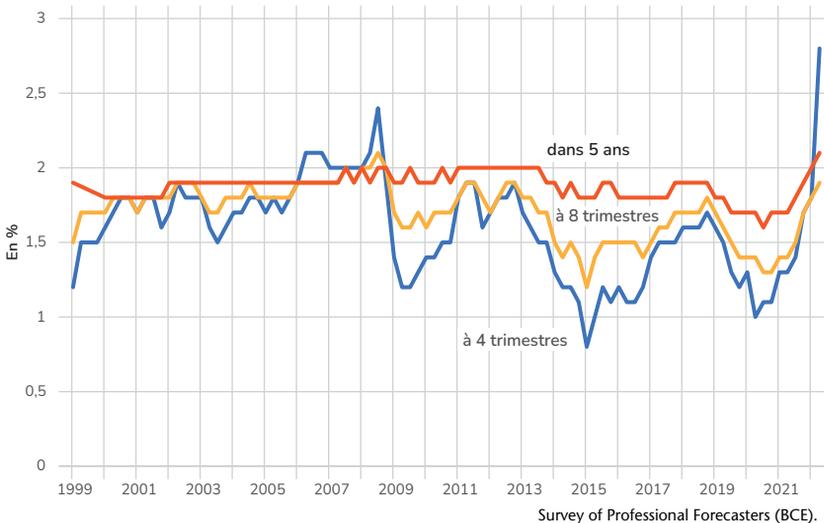
16. Voir notamment Coibion *et al.* (2018) pour une revue de littérature sur les anticipations d'inflation.

professionnels que pour les ménages. À l'horizon de cinq ans, l'inflation anticipée s'élevait à 3,4 %, soit un niveau supérieur de 0,1 point à celui anticipé à l'horizon de quatre trimestres. Cette hausse est également notable dans la zone euro avec une anticipation d'inflation à 2,8 % à l'horizon de quatre trimestres et 1,9 % à huit trimestres (graphique 4).

Graphique 3. Anticipations d'inflation des professionnels aux États-Unis



Graphique 4. Anticipations d'inflation des professionnels dans la zone euro



Ces anticipations ont donc nettement augmenté au cours des douze derniers mois. On note cependant qu'à l'horizon de deux années, l'inflation serait de nouveau proche de la cible visée par la BCE. Enfin, à cinq ans, les prévisionnistes ont également révisé à la hausse leur anticipation d'inflation qui s'élève désormais à 2,1 %, un niveau qui reste donc très proche de la cible de la BCE.

Les enquêtes – *Consensus forecast* ou *Survey of Professional Forecasters* – interrogent également les agents sur leur anticipation d'inflation à un terme fixe, généralement l'année en cours et l'année suivante. L'horizon de prévision dépend cependant du moment où l'enquête est réalisée. Or, on ne peut pas vraiment comparer la prévision de l'inflation pour l'année 2022 qui sera faite en décembre 2022 et celle réalisée en janvier 2021. Pour ces deux dates, les agents ne disposent en effet pas du même degré d'information. C'est pourquoi l'analyse qui suit privilégie les données avec un horizon de prévision fixe à court terme (quatre trimestres), moyen terme (huit trimestres) et à long terme (cinq ans).

## 2. Les anticipations sont-elles ancrées ?

La moyenne et la variance de long terme de ces différentes mesures des anticipations donnent une première idée de l'ancrage. En effet, dans la plupart des cas, ces indicateurs sont en moyenne stables et proches de la cible fixée par la banque centrale. Par exemple, selon l'enquête SPF, la moyenne de l'inflation anticipée à cinq ans dans la zone euro depuis le premier trimestre 1999 est de 1,9 % avec un écart-type de 0,1. Par ailleurs, ces anticipations sont plutôt stables et proche de la cible de la BCE<sup>17</sup>. Pour les États-Unis, ce même indicateur d'anticipations à long terme est plus volatile et un peu plus élevé puisque la moyenne depuis le troisième trimestre 2005 est de 2,3 % avec un écart-type de 0,3 suggérant donc un meilleur ancrage des anticipations dans la zone euro<sup>18</sup>.

---

17. Rappelons par ailleurs que cette cible a été modifiée à deux occasions. Initialement, la BCE indiquait que la stabilité des prix correspondait à une inflation inférieure à 2 %. Une première révision de la cible est intervenue en 2003 indiquant que l'inflation devrait être proche mais inférieure à 2 %. Ce n'est que depuis juillet 2022 que la cible est précisément 2 %. Voir Blot *et al.* (2021) pour plus de détails sur l'évolution de la cible d'inflation de la BCE et de la Réserve fédérale et sur l'impact de ces annonces sur les anticipations d'inflation.

18. Comme la BCE, la Réserve fédérale a récemment revue sa stratégie de politique monétaire : en août 2020. Cette revue n'a pas conduit à une révision de la cible qui est toujours de 2 %. La Réserve fédérale souhaite cependant que ce niveau soit atteint en moyenne suggérant ainsi que la Réserve fédérale tolérera une inflation plus élevée dès lors qu'elle a sous-ajusté par le passé la cible d'inflation.

Au-delà de l'analyse de la moyenne et de la variance des anticipations, l'ancrage dépend des propriétés dynamiques des anticipations. Ball et Mazumder (2011) distinguent l'ancrage relativement au choc et l'ancrage du niveau des anticipations. Dans le premier cas, on considère que les anticipations sont ancrées si elles ne réagissent pas ou peu aux nouvelles informations. Une amélioration par exemple des chiffres d'emploi ou une hausse non anticipée du prix du pétrole ne devrait pas affecter durablement l'inflation si les agents anticipent que la banque centrale ajustera sa politique monétaire en fonction de ces chocs. Dans ce cas, le choc peut certes se traduire par une augmentation de l'inflation à court terme. En effet si les chocs sont persistants, même lorsque les anticipations sont parfaitement ancrées, il est rationnel d'anticiper que l'inflation augmente sur l'horizon de persistance du choc. Mais, à long terme, une fois que les chocs sont dissipés, l'ancrage suppose qu'ils n'affectent pas le sentier des anticipations. La réaction des anticipations aux nouvelles informations peut être analysée à partir des indicateurs de marché puisque, sur les marchés financiers, les prix évoluent en fonction du flux d'information disponible. L'utilisation de données disponibles en haute fréquence permet d'analyser comment les anticipations d'inflation issues des marchés réagissent aux chocs macroéconomiques. Cette stratégie est notamment proposée par Gürkaynak *et al.* (2010) pour évaluer l'effet de l'adoption d'une stratégie de ciblage d'inflation. Ils montrent alors que les anticipations de long terme sont comparativement mieux ancrées au Royaume-Uni et en Suède – deux pays qui ont adopté des stratégies de cible d'inflation – qu'aux États-Unis.

Dans le cas de l'ancrage du niveau des anticipations, on évalue le lien entre l'inflation observée et les anticipations d'inflation. Un meilleur ancrage devrait se traduire par une faible influence de l'inflation courante sur les anticipations. C'est notamment la stratégie proposée par Ehrmann (2015), à partir des anticipations issues de l'enquête du *Consensus forecast* et dont nous nous inspirons ici. Cette approche présente également l'intérêt de tenir compte d'une éventuelle non-linéarité des anticipations puisqu'il est possible de tester l'effet de l'impact de l'inflation selon que l'on est dans un régime d'inflation basse ou élevée. Notre étude se distingue de celle d'Ehrmann (2015) dans la mesure où nous considérons les données du *Survey of Professional Forecasters* de la BCE et de la Réserve fédérale et du *Michigan Survey* pour les États-Unis. Ainsi, comme le suggèrent Lyziak et Paoloviita (2017), l'ancrage est évalué pour différents horizons de

prévision : court terme (à l'horizon de quatre trimestres), moyen terme pour l'enquête de la BCE (à l'horizon de huit trimestres) et long terme (à un horizon de cinq ans)<sup>19</sup>. Néanmoins, comme indiqué auparavant, l'effet de l'inflation sur les anticipations de court terme ne reflète pas uniquement l'ancrage des anticipations mais peut aussi traduire la persistance des chocs. Par ailleurs, pour les États-Unis, nous tenons compte de deux sources d'anticipation : celle des prévisionnistes professionnels et celle des ménages américains (à l'horizon d'un an et cinq ans) issues du *Michigan Survey*. L'analyse de la non-linéarité peut être analysée selon deux spécifications distinctes :

$$E_t(\pi_{t+k}) = \alpha + \beta_1 \cdot \pi_{t-1} + \beta_2 \cdot (\pi_{t-1})^2 + \theta \cdot Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$E_t(\pi_{t+k}) = \alpha + \beta_1 \cdot \pi_{t-1} + \gamma_1 \cdot D^{high} \cdot \pi_{t-1} + \theta \cdot Z_t + \eta_t \quad (2)$$

Où  $E_t(\pi_{t+k})$  et  $\pi_{t-1}$  représentent respectivement l'anticipation d'inflation – en glissement annuel – formulée à la date ( $t$ ) pour l'horizon ( $t+k$ ) et l'inflation – mesurée en glissement annuel – observée de la date ( $t-1$ ). Dans les deux équations, nous estimons l'effet de l'inflation de la période précédente pour tenir compte de l'information dont dispose les agents au moment où ils forment et déclarent leurs anticipations. Ainsi, au trimestre ( $t$ ), les agents n'ont pas connaissance de l'inflation du trimestre en cours mais uniquement celle du trimestre précédent. Dans l'équation (2), la variable  $D^{high}$  est une indicatrice qui vaut 1 lorsque l'inflation dépasse un certain seuil pendant au moins trois trimestres consécutifs. Enfin,  $Z_t$  est un vecteur de variables de contrôle qui inclut les variables suivantes : le taux de croissance du prix du pétrole en ( $t-1$ ) en euro ou en dollar et le taux de croissance trimestriel du PIB de la date ( $t-1$ ). À la différence d'Ehrmann (2015), nous ne distinguons pas trois régimes pour l'inflation (inflation basse, inflation intermédiaire et inflation élevée) mais seulement deux régimes selon que l'inflation dépasse ou non le niveau médian de l'inflation observée sur la période entre 1999 et 2021<sup>20</sup>.

19. L'enquête de la Réserve fédérale permet d'obtenir un indicateur des anticipations à moyen terme puisque les prévisionnistes sont interrogés sur leur anticipation d'inflation pour l'année  $N+2$ . Le terme de cette anticipation est donc fixe si bien que l'anticipation du premier trimestre de l'année  $N$  n'est pas tout à fait équivalente à celle du quatrième trimestre de l'année  $N$ , ce qui introduit des biais dans les estimations. Voir Mehrotra et Yetman (2018) qui tiennent compte de cette spécificité dans leur analyse de l'ancrage des anticipations.

20. La caractérisation de trois régimes distincts suppose de disposer de suffisamment d'observations dans chaque régime. Ehrmann (2015) raisonne sur un panel de pays, ce qui permet d'avoir un ensemble de données plus large qui tient compte des écarts d'inflation en coupe transversale. Nous raisonnons ici en séries temporelles pour les États-Unis et la zone euro. Or dans les deux zones, l'inflation a été relativement stable entre 1999 et 2021 si bien que l'écart entre un seuil jugé « bas » et un seuil « haut » aurait été trop réduit et l'interprétation des différences entre régimes plus fragile.

Dans l'équation (1), l'ancrage des anticipations est capté par le paramètre  $\beta_1$ . On considère que les anticipations sont ancrées lorsque  $\beta_1 = 0$ . Toutefois, si les chocs qui affectent l'inflation sont persistants alors  $\pi_{t+k}$  sera nécessairement corrélé à  $\pi_{t-1}$ . Dans ces conditions, les anticipations d'inflation à l'horizon  $(t+k)$  devraient elles-mêmes être corrélées à  $\pi_{t-1}$ . Cette hypothèse est d'autant plus vraisemblable que l'horizon de prévision est court. Aussi, on s'attend à ce que le paramètre  $\beta_1$  soit d'autant plus élevé que l'horizon de prévision est court. La non-linéarité est captée par le paramètre  $\beta_2$  dans l'équation (1). Ainsi, pour  $\beta_2 > 0$ , l'impact de l'inflation sur les anticipations est d'autant plus important que le niveau de l'inflation est élevé. L'équation (2) distingue les régimes d'inflation élevée (lorsque  $D^{high} = 1$ ) ou basse (lorsque  $D^{high} = 0$ ). En régime de faible inflation, l'ancrage est capté par le paramètre  $\beta_1$ . En régime d'inflation élevée, l'effet de l'inflation observée est mesuré par la somme des paramètres  $\beta_1$  et  $\gamma_1$ . Pour  $\gamma_1 > 0$ , l'inflation passée a un effet plus important lorsque l'inflation dépasse un certain seuil, ce qui traduit une non-linéarité de l'ancrage des anticipations. Pour les États-Unis et la zone euro, ce seuil est fixé au niveau médian – de la période 1999-2021 – soit 2,1 et 1,9 % respectivement. Notons cependant que l'on considère que l'inflation est élevée lorsqu'elle dépasse ce seuil sur au moins trois trimestres si bien que sur la période 1999-2021, les États-Unis et la zone euro sont respectivement caractérisés par une inflation « élevée » sur 30 et 37 % de la période<sup>21</sup>.

Pour la zone euro, les résultats de l'estimation des équations (1) et (2) sont résumés dans le tableau 1. Il ressort alors que  $\beta_1$  est plus élevé pour l'inflation anticipée à quatre trimestres que pour celle anticipée à huit trimestres ou dans cinq ans. Dans ce dernier cas, l'effet est même non significativement différent de zéro pour la spécification (1). Dit autrement, plus l'horizon de prévision est éloigné, moins l'effet de l'inflation observée est important, ce qui est cohérent soit avec l'hypothèse d'anticipations mieux ancrées à long terme et avec l'idée qu'à court terme, la persistance des chocs explique une grande relation entre les anticipations et l'inflation courante. Pour les trois horizons de prévision considérés, le paramètre  $\beta_2$  n'est pas significativement différent de zéro, de même que le paramètre  $\gamma_1$ . Ainsi, une hausse de l'inflation ne se traduit pas par un ajustement à la hausse plus rapide

21. Pour les États-Unis, c'est le cas pour 54 % du temps entre 1981 et 2021. De fait, avant 1997, l'inflation américaine est quasi-systématiquement supérieure à 2,1 %.

des anticipations d'inflation au cours des périodes où l'inflation est plus élevée. Notons également que la variation du prix du pétrole ressort généralement significativement aux horizons de quatre et huit trimestres, même une fois que l'on tient compte d'une éventuelle non-linéarité. Les périodes caractérisées par une augmentation du pétrole se traduisent par une augmentation de l'inflation anticipée. L'effet du prix du pétrole n'est cependant plus significatif pour les anticipations d'inflation à plus long terme. Nos résultats suggèrent donc que les anticipations d'inflation à court terme dépendent de l'inflation courante, ce qui ne signifie pas pour autant que les anticipations ne sont pas ancrées à la cible mais peut traduire la persistance des chocs sur l'inflation. À l'horizon de cinq ans, les anticipations semblent soit ancrées, soit légèrement dépendantes de l'inflation observée selon la spécification retenue. Néanmoins, à cet horizon même lorsqu'il est significatif, l'impact d'une hausse d'un point de l'inflation observée se traduit, au plus, par une hausse de 0,05 des anticipations d'inflation. Ces résultats ne sont pas modifiés lorsque l'on suppose qu'un régime d'inflation « élevée » correspond à une inflation plus élevée que sa médiane sur six trimestres au moins plutôt que trois (tableau A.I en annexe).

Tableau 1. Ancre des anticipations dans la zone euro à différents horizons – Enquête SPF

|  | T+4                | T+4                | T+8                | T+8                | Y+5                | Y+5                |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>inf</i> (t-1)                       | 0.260***<br>[0.07] | 0.296***<br>[0.04] | 0.154***<br>[0.05] | 0.167***<br>[0.03] | 0,039<br>[0.03]    | 0.053***<br>[0.02] |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>inf</i> (t-1)    | 0,009<br>[0.02]    |                    | 0,006<br>[0.01]    |                    | 0,004<br>[0.01]    |                    |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>High_periods</i> |                    | 0<br>[0.03]        |                    | 0,005<br>[0.02]    |                    | -0,001<br>[0.01]   |
| $\Delta$ <i>oil</i> (t-1)              | 0.482***<br>[0.09] | 0.472***<br>[0.08] | 0.257***<br>[0.07] | 0.254***<br>[0.06] | 0,078<br>[0.07]    | 0,073<br>[0.06]    |
| <i>Constante</i>                       | 1.095***<br>[0.04] | 1.077***<br>[0.03] | 1.419***<br>[0.05] | 1.413***<br>[0.04] | 1.797***<br>[0.03] | 1.790***<br>[0.04] |
| <b>Observations</b>                    | <b>92</b>          | <b>92</b>          | <b>92</b>          | <b>92</b>          | <b>84</b>          | <b>84</b>          |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Période d'estimation : 1999:T1 – 2021:T4, sauf lorsque la variable expliquée est l'anticipation d'inflation à 5 ans (colonnes 5 et 6) où l'estimation débute au premier trimestre 2001. Les spécifications sont estimées par la méthode de Newey-West en tenant compte de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 4. Les paramètres estimés pour les variables de contrôle ne sont pas reproduits ici.

Estimation de l'auteur.

Pour les États-Unis, l'effet de l'inflation observée dépend également de l'horizon de prévision (tableau 2). Comme les données du SPF pour la prévision à quatre trimestres sont disponibles sur une période plus longue, nous estimons les équations (1) et (2) sur l'ensemble de l'échantillon – c'est-à-dire débutant en 1981 – et sur un échantillon débutant en 1999, ce qui permet de comparer les résultats avec ceux de la zone euro sur une période identique. L'estimation qui début en 1981 inclut une période caractérisée par une forte inflation. Sur l'ensemble de l'échantillon, il ressort un effet non linéaire (colonnes 1 et 2) puisque les  $\beta_2$  et  $\gamma_1$  sont significativement différents de 0 lorsque les équations sont estimées sur l'ensemble de l'échantillon<sup>22</sup>. Sur une période d'estimation identique à celle utilisée pour la zone euro, il ressort qu'une augmentation de l'inflation courante aux États-Unis se traduit par une réponse moins forte des anticipations d'inflation à quatre trimestres.  $\beta_1$  est significativement différent de zéro mais le point estimé est plus faible pour les États-Unis (autour de 0,07 contre 0,26-0,30 dans la zone euro). Le terme  $\beta_2$  n'est plus significativement différent de 0 sur une période d'estimation réduite mais le paramètre  $\gamma_1$  reste significatif si bien qu'en régime d'inflation plus élevée, l'impact de l'inflation observée est plus important. Sur un horizon de cinq ans, les anticipations d'inflation restent influencées par l'inflation observée avec un effet potentiellement non-linéaire (colonne 5). Lorsque l'on distingue les périodes d'inflation « élevée », le paramètre  $\gamma_1$  n'est pas significatif mais  $\beta_1$  est significativement positif si bien qu'une hausse de l'inflation d'un point se traduirait par une hausse des anticipations de 0,14 point, soit un effet près de trois fois supérieur à celui estimé pour la zone euro. Notons que la période d'estimation pour cet horizon de prévision est réduite du fait de la disponibilité plus récente de l'enquête. À l'horizon de dix ans, les anticipations aux États-Unis semblent mieux ancrées mais un niveau d'inflation plus élevée aurait cependant un effet sur les anticipations puisque le paramètre  $\gamma_1$  est significatif même à cet horizon (colonne 8). Ces résultats sont confirmés lorsque le régime d'inflation « élevée » correspond à une inflation supérieure à 2,1 % sur au moins six trimestres (tableau A.1 en annexe).

---

22. Pour autant cet effet non linéaire peut aussi refléter le fait que les anticipations d'inflation étaient en moyenne plus élevées sur le début de l'échantillon qui correspond à la période d'inflation plus élevée.

Tableau 2. Ancrage des anticipations aux États-Unis – Enquête SPF

|  | T+4      | T+4      | T+4      | T+4      | Y+5      | Y+5      | Y+10     | Y+10     |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| <i>inf</i> (t-1)                       | 0.321*** | 0.289*** | 0.068**  | 0.073*** | 0.070**  | 0.141*** | 0,195    | 0,002    |
|  | [0.12]   | [0.11]   | [0.03]   | [0.01]   | [0.03]   | [0.03]   | [0.13]   | [0.03]   |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>inf</i> (t-1)    | 0.026**  |          | 0,008    |          | 0.020*** |          | -0,008   |          |
|  | [0.01]   |          | [0.01]   |          | [0.01]   |          | [0.03]   |          |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>High_periods</i> |          | 0.217**  |          | 0.036**  |          | 0,021    |          | 0.160*** |
|  |          | [0.09]   |          | [0.02]   |          | [0.02]   |          | [0.05]   |
| $\Delta$ <i>oil</i> (t-1)              | 0,34     | 0,538    | 0.267*** | 0.294*** | 0.360*** | 0.351*** | 0,164    | 0,24     |
|  | [0.43]   | [0.41]   | [0.08]   | [0.08]   | [0.07]   | [0.08]   | [0.21]   | [0.16]   |
| Constante                              | 1.743*** | 1.759*** | 2.020*** | 2.032*** | 2.005*** | 1.965*** | 2.187*** | 2.359*** |
|  | [0.19]   | [0.16]   | [0.04]   | [0.04]   | [0.03]   | [0.06]   | [0.14]   | [0.07]   |
| Observations                           | 162      | 162      | 92       | 92       | 66       | 66       | 121      | 121      |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Les estimations sont corrigées par la méthode de Newey-West pour tenir de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 4. Périodes d'estimation : 1981 :T3-2021 :T4 (colonnes 1 et 2), 1999:T1 – 2021:T4 (colonnes 3 et 4), 2005:T3 – 2021:T4 (colonnes 5 et 6) et 1991:T4 – 2021:T4 (colonnes 7 et 8). Les paramètres estimés pour les variables de contrôle ne sont pas reproduits ici.  
Estimation de l'auteur.

Pour les États-Unis, la Réserve fédérale retient le déflateur de la consommation comme indicateur pour juger de la stabilité des prix. Nous reproduisons donc le même exercice en estimant les équations (1) et (2) avec cette variable. Il ressort que les anticipations d'inflation à quatre trimestres augmentent avec l'inflation observée (tableau A.II en annexe). L'effet est plus fort en régime d'inflation élevée. L'inflation anticipée dans dix ans ne réagit pas à l'inflation observée sauf lorsque celle-ci dépasse le niveau médian pour au moins trois trimestres (colonne 4 du tableau A.II en annexe).

Le même exercice est réalisé avec les données issues du *Michigan Survey* auprès des ménages américains. Les données étant disponibles en fréquence mensuelle, le vecteur de variables de contrôles inclut le glissement annuel de la production industrielle à la place du PIB. Pour l'inflation anticipée à un an, nous évaluons d'abord l'ancrage sur un échantillon allant de janvier 1981 à février 2022 (colonnes 1 et 2 du tableau 3). L'estimation de l'équation (1) indique un effet non linéaire et qui ne semble significatif qu'à partir d'un certain seuil non identifié ici. Ce résultat n'est cependant pas confirmé avec la spécification (2) (colonne 2) lorsque le seuil d'inflation élevée correspond au niveau médian de l'inflation. Cette fois, les anticipations d'inflation réagissent à l'inflation courante mais l'effet ne semble pas plus élevé au cours des

périodes d'inflation élevée. Les résultats sont identiques si l'estimation débute en janvier 1990 (colonnes 3 et 5). À un horizon de cinq ans, l'inflation observée n'a plus d'effet sur les anticipations sauf en régime d'inflation élevée (colonne 6)<sup>23</sup>.

Tableau 3. Ancre des anticipations aux États-Unis – Enquête du Michigan Survey

|   | 1 an               | 1 an               | 1 an               | 5 ans              | 1 an               | 5 ans              |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>inf</i> ( <i>t</i> -1)                             | 0,058<br>[0.05]    | 0.395***<br>[0.07] | -0,113<br>[0.07]   | 0,079<br>[0.11]    | 0.286***<br>[0.07] | 0,04<br>[0.05]     |
| <i>inf</i> ( <i>t</i> -1) × <i>inf</i> ( <i>t</i> -1) | 0.035***<br>[0.01] |                    | 0.068***<br>[0.01] | 0,019<br>[0.02]    |                    |                    |
| <i>inf</i> ( <i>t</i> -1) × <i>High_periods</i>       | -0,011<br>[0.04]   |                    |                    |                    | 0,004<br>[0.04]    | 0.132***<br>[0.03] |
| $\Delta$ <i>oil</i> ( <i>t</i> -1)                    | 1.020***<br>[0.27] | 1.223***<br>[0.30] | 1.075***<br>[0.30] | 0,221<br>[0.29]    | 1.207***<br>[0.33] | 0,265<br>[0.28]    |
| Constante   | 2.554***<br>[0.09] | 2.057***<br>[0.14] | 2.697***<br>[0.09] | 2.629***<br>[0.09] | 2.284***<br>[0.13] | 2.670***<br>[0.10] |
| Observations  | 493                | 493                | 385                | 383                | 385                | 383                |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Période d'estimation : Janvier 1981 : février 2022 (colonnes 1 et 2), février 1990 : février 2022 (colonnes 3 et 5) et avril 1990 : février 2022 (colonnes 4 et 6). Les estimations sont corrigées par la méthode de Newey-West pour tenir de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 6. Les paramètres estimés pour les variables de contrôle ne sont pas reproduits ici.

Estimation de l'auteur.

L'analyse de l'ancrage des anticipations en zone euro et aux États-Unis, sur différents horizons de prévision et à partir de deux sources d'enquête, indique que les anticipations d'inflation dépendent de l'inflation observée à court terme, ce qui traduit probablement la persistance des chocs. Certains résultats suggèrent cependant que même à des horizons plus longs (cinq ans), les anticipations sont encore parfois influencées par le niveau de l'inflation courant, ce qui pourrait traduire un ancrage imparfait des anticipations. Les résultats ne suggèrent pas d'effet non linéaire dans la zone euro. Ainsi, même en situation d'inflation plus élevée, les anticipations ne seraient pas

23. Sur données mensuelles, le régime d'inflation « élevée » est caractérisé par une inflation supérieure à sa médiane sur six mois au moins. Une analyse de robustesse permet de confirmer ces résultats si l'on considère un seuil d'inflation plus élevé (2,5 % au lieu de 2,1 %) ou si l'inflation dépasse 2,1 % sur 12 mois au moins. Ces analyses de robustesse sont illustrées par le tableau A.III en annexe.

forcément moins bien ancrées. Pour les États-Unis, des effets non linéaires peuvent être mis en évidence à la fois à court terme (à quatre trimestres) mais aussi parfois à plus long terme : cinq ans voire dix ans. Dès lors, se pose la question du risque d'un cercle vicieux dans lequel l'augmentation des anticipations d'inflation se traduirait par une hausse de l'inflation.

### 3. Le risque d'un cercle vicieux : le lien entre anticipations d'inflation et inflation

La littérature théorique – courbe de Phillips dite augmentée – suggère que l'inflation dépend non seulement des tensions sur le marché du travail mais également des anticipations d'inflation des agents économiques. En effet, les entreprises fixent leur prix en fonction notamment de ce qu'elles anticipent pour l'ensemble des prix. Si tout le monde anticipe une hausse des prix de 5 %, alors les entreprises ajusteront leur prix de vente en conséquence afin de maintenir le prix relatif de leur bien. De même les ménages seront incités à ajuster leurs revendications salariales afin de compenser ou au moins de limiter – selon leur pouvoir de négociation – leur perte de pouvoir d'achat. L'analyse empirique a cependant montré qu'il pouvait être plus pertinent d'estimer des modèles dits hybrides dans lesquels l'inflation dépend à la fois de l'inflation passée et des anticipations d'inflation : dimensions *backward* et *forward looking*. Fuhrer (2012) utilise par exemple les données d'enquêtes auprès des professionnels pour estimer des courbes de Phillips hybrides. Il compare alors pour les États-Unis le rôle des anticipations de court terme et de long terme. Les spécifications de ce type permettent de voir quel horizon de prévision est prépondérant pour la dynamique de l'inflation.

Nous nous appuyons sur la même approche et estimons des courbes de Phillips hybrides pour les États-Unis et la zone euro. Le rôle des anticipations est testé à partir de la spécification suivante :

$$\pi_t = \omega_1 \cdot \pi_t^a + \omega_2 \cdot \pi_{t-1} + \theta \cdot (U_t - \bar{U}_t) + \theta \cdot Z_t + \mu_t \quad (3)$$

Le modèle est d'abord estimé pour la zone euro en utilisant les anticipations d'inflation issues de l'enquête SPF. Pour chaque horizon de prévision (quatre trimestres, huit trimestres et cinq ans) nous estimons un modèle non contraint ou un modèle contraint dans lequel on suppose que  $\omega_2 = 1 - \omega_1$ .  $\pi_t$  correspond à l'inflation (en glissement annuel) observée à la date ( $t$ ).  $\pi_t^a$  est un indicateur d'anticipation

d'inflation.  $U_t - \bar{U}_t$  est l'écart entre le taux de chômage observé et le taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation (NAIRU : *non-accelerating inflation rate of unemployment*). Le NAIRU est une série estimée par l'OCDE pour la zone euro et par le CBO (*Congressional Budget Office*) pour les États-Unis<sup>24</sup>.  $Z_t$  est un vecteur de variables de contrôle qui inclut le glissement annuel du prix du pétrole en euros qui permet alors de capter les chocs sur les prix de l'énergie.

Les résultats des estimations pour la zone euro sont illustrés dans le tableau 4. Pour toutes les spécifications, l'effet du chômage est significatif si bien qu'une augmentation du chômage relativement au NAIRU se traduit par une baisse de l'inflation. Quel que soit l'indicateur considéré, les anticipations d'inflation influencent l'évolution de l'inflation dans la zone euro même si l'effet de l'inflation passée semble prépondérant. Le paramètre estimé est proche dans les modèles contraint et non contraint et compris entre 0,128 et 0,175.

Tableau 4. Estimation de la courbe de Phillips pour la zone euro – Données d'enquêtes SPF

|                           | T+4                 |                     | T+8                 |                     | Y+5                 |                     |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                           | N.C                 | contraint           | N.C                 | contraint           | N.C                 | contraint           |
| <i>inf_euz</i> (t-1)      | 0.840***<br>[0.07]  | 0.845***<br>[0.07]  | 0.866***<br>[0.06]  | 0.865***<br>[0.06]  | 0.816***<br>[0.05]  | 0.841***<br>[0.05]  |
| <i>spf_euz</i>            | 0.166**<br>[0.08]   | 0.155**<br>[0.07]   | 0.128*<br>[0.07]    | 0.135**<br>[0.06]   | 0.175***<br>[0.06]  | 0.159***<br>[0.05]  |
| <i>tcho_gap_euz</i>       | -0.043*<br>[0.02]   | -0.040**<br>[0.02]  | -0.046**<br>[0.02]  | -0.049***<br>[0.02] | -0.056**<br>[0.02]  | -0.059***<br>[0.02] |
| <i>pétrole_euro</i>       | 1.578***<br>[0.23]  | 1.589***<br>[0.20]  | 1.616***<br>[0.23]  | 1.610***<br>[0.20]  | 1.801***<br>[0.16]  | 1.765***<br>[0.18]  |
| <i>pétrole_euro</i> (t-1) | -0.787***<br>[0.17] | -0.792***<br>[0.19] | -0.811***<br>[0.17] | -0.812***<br>[0.19] | -0.724***<br>[0.20] | -0.817***<br>[0.19] |
| <b>N</b>                  | <b>92</b>           | <b>92</b>           | <b>92</b>           | <b>92</b>           | <b>84</b>           | <b>86</b>           |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Estimations sur l'échantillon 1999:T1 – 2021:T4 ou 2001:T1 – 2021:T4 pour les anticipations à cinq ans. Pour les modèles non contraints, les estimations sont réalisées par la méthode de Newey-West pour tenir compte d'une autocorrélation des résidus pouvant aller jusqu'à l'ordre 4. L'estimation des modèles contraints corrige de l'hétéroscédasticité.

Estimation de l'auteur.

24. La série de l'OCDE, disponible en fréquence annuelle, est trimestrialisée.

Pour les États-Unis, les résultats montrent que l'effet des anticipations d'inflation – mesurées par les enquêtes auprès des professionnels (SPF) – est généralement non significatif (tableau 5). Il ne ressort que pour les anticipations de court terme (à l'horizon de quatre trimestres) et uniquement sur un modèle non contraint estimé entre 1981 et 2021 (colonne 1). Le même modèle estimé depuis 1999:T1 indique que l'indicateur d'anticipation n'a pas d'effet significatif. Les anticipations de long terme à des horizons de cinq ou dix ans n'ont pas d'effet significatif sur la dynamique de l'inflation. L'inflation américaine serait uniquement guidée par sa dimension *backward looking*. Notons enfin que l'écart du chômage au NAIRU ne semble pas non plus significatif.

Tableau 5. Estimation de la courbe de Phillips pour les États-Unis – Données d'enquêtes SPF

|                      | T+4                 | T+4                 | T+4                 | Y+5                 | Y+5                 | Y+10                | Y+10                |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                      | N.C                 | N.C                 | Contraint           | N.C                 | Contraint           | N.C                 | Contraint           |
| <i>inf_usa</i> (t-1) | 0.728***<br>[0.06]  | 0.870***<br>[0.10]  | 0.879***<br>[0.10]  | 0.823***<br>[0.13]  | 0.814***<br>[0.12]  | 0.844***<br>[0.10]  | 0.877***<br>[0.08]  |
| <i>spf_usa</i>       | 0.249***<br>[0.06]  | 0,109<br>[0.10]     | 0,121<br>[0.10]     | 0,19<br>[0.13]      | 0,186<br>[0.12]     | 0,133<br>[0.09]     | 0,123<br>[0.08]     |
| <i>tcho_gap_usa</i>  | -0,036<br>[0.02]    | -0,006<br>[0.02]    | -0,014<br>[0.02]    | -0,03<br>[0.03]     | -0,025<br>[0.02]    | -0,02<br>[0.02]     | -0,029<br>[0.02]    |
| <i>petrole</i>       | 2.428***<br>[0.32]  | 3.026***<br>[0.42]  | 3.012***<br>[0.35]  | 3.361***<br>[0.36]  | 3.356***<br>[0.35]  | 2.824***<br>[0.42]  | 2.853***<br>[0.32]  |
| <i>petrole</i> (t-1) | -1.184***<br>[0.26] | -1.985***<br>[0.40] | -2.028***<br>[0.39] | -2.163***<br>[0.44] | -2.119***<br>[0.46] | -1.790***<br>[0.41] | -1.914***<br>[0.33] |
| <b>N</b>             | <b>159</b>          | <b>92</b>           | <b>92</b>           | <b>66</b>           | <b>66</b>           | <b>121</b>          | <b>121</b>          |

Estimation de l'auteur. Les écarts-type sont entre []. Estimations sur l'échantillon 1981:T3 – 2021:T4 pour la colonne 1, 1999:T1 – 2021:T4 pour les colonnes 2 et 3, 2005:T3 – 2021:T4 pour les colonnes 4 et 5 et 1991:T4 – 2021:T4 pour les colonnes 6 et 7. Pour les modèles non contraints, les estimations sont réalisées par la méthode de Newey-West pour tenir compte d'une auto-corrélation des résidus pouvant aller jusqu'à l'ordre 4. L'estimation des modèles contraints corrige de l'hétéroscédasticité.

Estimation de l'auteur.

Ces résultats sont plus conformes à ceux mis en avant pour la zone euro lorsque les anticipations d'inflation sont mesurées par l'enquête Michigan réalisée auprès des ménages (tableau 6). C'est effectivement le cas pour les anticipations de court terme (un an) comme de long terme avec un point estimé légèrement inférieur : compris entre 0,11 et 0,14 pour les anticipations à cinq ans et entre 0,8 et 0,21 pour les

anticipations à un an. Ainsi, même si la dimension *backward looking* reste prépondérante, une hausse des anticipations d'inflation des ménages se traduira par une augmentation de l'inflation.

Tableau 6. Estimation de la courbe de Phillips pour les États-Unis – Données d'enquêtes Michigan

|                               | 1 an                | 1 an                | 1 an               | 1 an                | 5 ans              | 5 ans              |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                               | N.C                 | Contraint           | N.C                | Contraint           | N.C                | Contraint          |
| <i>inf_usa</i> ( <i>t</i> -1) | 0.786***<br>[0.03]  | 0.789***<br>[0.03]  | 0.785***<br>[0.04] | 0.825***<br>[0.04]  | 0.829***<br>[0.08] | 0.890***<br>[0.06] |
| <i>Expected inflation</i>     | 0.208***<br>[0.03]  | 0.211***<br>[0.03]  | 0.185***<br>[0.04] | 0.175***<br>[0.04]  | 0.138**<br>[0.07]  | 0.110*<br>[0.06]   |
| <i>tcho_gap</i>               | -0.063***<br>[0.02] | -0.068***<br>[0.02] | -0.047**<br>[0.02] | -0.059***<br>[0.02] | -0,028<br>[0.02]   | -0,038<br>[0.02]   |
| <i>N</i>                      | 159                 | 159                 | 127                | 127                 | 127                | 127                |

Estimation de l'auteur. Les écarts-type sont entre []. Estimations sur l'échantillon 1981:T4 – 2021 :T4 pour les colonnes 1 et 2, 1990 :T1 – 2021 :T4 pour les colonnes 2 à 6. Pour les modèles non contraints, les estimations sont réalisées par la méthode de Newey-West pour tenir compte d'une auto-corrélation des résidus pouvant aller jusqu'à l'ordre 4. L'estimation des modèles contraints corrige de l'hétéroscédasticité.

Estimation de l'auteur.

#### 4. Conclusion

Les banques centrales sont très attentives aux évolutions des anticipations d'inflation car elles reflètent en partie leur crédibilité. En effet, si les agents économiques considèrent que la politique monétaire devient plus restrictive lorsque l'inflation observée augmente, ils ne devraient pas fortement réviser à la hausse leurs anticipations d'inflation surtout à un horizon de long terme. Dans cet article, nous évaluons l'ancrage des anticipations dans la zone euro et pour les États-Unis. À cette fin, nous estimons l'effet de l'inflation observée sur les anticipations des professionnels – mais aussi celles des ménages pour les États-Unis – à différents horizons. Les résultats indiquent que les anticipations – des professionnels – sont généralement mieux ancrées dans la zone euro qu'aux États-Unis. Par ailleurs, la hausse récente de l'inflation pourrait être à l'origine d'un désancrage un peu plus marqué outre-Atlantique. En effet, les analyses montrent qu'au cours des périodes où l'inflation est supérieure à la médiane pendant au moins trois trimestres, les anticipations d'inflation augmentent généralement plus fortement aux États-Unis.

Enfin, nous étudions l'effet de ces anticipations sur l'inflation. L'estimation de courbes de Phillips pour la zone euro et les États-Unis indique généralement que l'inflation courante dépend de l'inflation passée mais aussi de l'inflation anticipée, quel que soit l'horizon. Ainsi, une hausse d'un point des anticipations d'inflation se traduirait par une hausse de l'inflation comprise entre 0,11 et 0,21 point. On peut donc noter que l'effet serait amorti et que le risque de cercle vicieux reste limité puisque même en tenant compte des non-linéarités, la hausse actuelle de l'inflation ne se répercute pas intégralement sur les anticipations et que l'effet de retour est lui-même limité.

### Références bibliographiques

- Altavilla C., Brugnolini L., Gürkaynak R. S., Motto R. et Ragusa G., 2019, « Measuring euro area monetary policy », *Journal of Monetary Economics*, n° 108, pp. 162-179.
- Bauer M. D. et McCarthy E., 2015, « Can we rely on market-based inflation forecasts? », *FRBSF Economic Letter*, n° 30, pp. 1-5.
- Ball L. M. et Mazumder S., 2011, « Inflation dynamics and the great recession », *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, pp. 337-381.
- Ball L. et Mazumder S., 2019, « A Phillips curve with anchored expectations and short-term unemployment », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 51, n° 1, pp. 111-137.
- Beechey M. J., Johannsen B. K. et Levin A. T., 2011, « Are long-run inflation expectations anchored more firmly in the Euro area than in the United States? », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3, n° 2, pp. 104-29.
- Blinder A. S., 2000, « Central-bank credibility: Why do we care? how do we build it? », *American economic review*, vol. 90, n° 5, pp. 1421-1431.
- Blot C., Bozou C. et Hubert P., 2021, « La révision des cibles d'inflation de la FED et de la BCE », *Revue de l'OFCE*, n° 174 (4), pp. 149-172.
- Coibion O. et Gorodnichenko Y., 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.
- Coibion O., Gorodnichenko Y. et Kamdar R., 2018, « The formation of expectations, inflation, and the phillips curve », *Journal of Economic Literature*, vol. 56, n° 4, pp. 1447-91.
- Corsello F., Neri S et Tagliabracci A., 2021, « Anchored or de-anchored? That is the question », *European Journal of Political Economy*, n° 69, p. 102031.

- Ehrmann M., 2015, « Targeting inflation from below-how do inflation expectations behave? », *International Journal of Central Banking*, vol. 11, n° 1, pp. 213-249.
- Fuhrer J. C., 2012, « The role of expectations in US inflation dynamics », *International Journal of Central Banking*, vol. 8(S1), pp. 137-165.
- Galati G., Poelhekke S. et Zhou C., 2011, « Did the crisis affect inflation expectations? », *International Journal of Central Banking*, vol. 7, n° 1, pp. 167-207.
- Gürkaynak R. S., Levin A. et Swanson E., 2010, « Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from the US, UK, and Sweden », *Journal of the European Economic Association*, vol. 8, n° 6, pp. 1208-1242.
- Hubert P. et Mirza H., 2019, « The role of forward and backward looking information for inflation expectations formation », *Journal of Forecasting*, vol. 38, n° 8, pp. 733-748.
- Hubert P. et Le Moigne M., 2018, « La désinflation manquante », *Revue de l'OFCE*, n° 160, pp. 47-75.
- Killian et Zhou, 2021, « The Impact of Rising Oil Prices on U.S. Inflation and Inflation Expectations in 2020-23 » *Federal Reserve Bank of Dallas*.
- Łyziak T. et Paloviita M., 2017, « Anchoring of inflation expectations in the euro area: Recent evidence based on survey data », *European Journal of Political Economy*, n° 46, pp. 52-73.
- Mehrotra A. et Yetman J., 2018, « Decaying expectations: What inflation forecasts tell us about the anchoring of inflation expectations », *International Journal of Central Banking*, vol. 14, n° 5, pp. 55-101.
- Nautz D. et Strohsal T., 2015, « Are US inflation expectations re-anchored? », *Economics Letters*, n° 127, pp. 6-9.
- OFCE, 2022, « Inflation de tensions », *OFCE Policy brief*, n°102.

## ANNEXE

Tableau A.I. Ancrage des anticipations – Inflation élevée sur une période de 6 trimestres

|  | T+4<br>EUZ         | T+8<br>EUZ         | Y+5<br>EUZ         | T+4<br>USA         | Y+5<br>USA         | Y+10<br>USA        |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>inf</i> (t-1)                       | 0.277***<br>[0.02] | 0.161***<br>[0.02] | 0.051***<br>[0.01] | 0.081***<br>[0.02] | 0.140***<br>[0.02] | 0.018<br>[0.02]    |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>High_periods</i> | 0.02<br>[0.02]     | 0.019*<br>[0.01]   | 0.001<br>[0.01]    | 0.041**<br>[0.02]  | 0.037**<br>[0.02]  | 0.208***<br>[0.06] |
| $\Delta oil$ (t-1)                     | 0.506***<br>[0.08] | 0.284***<br>[0.06] | 0.076<br>[0.07]    | 0.339***<br>[0.09] | 0.404***<br>[0.09] | 0.541***<br>[0.19] |
| <i>Constante</i>                       | 1.087***<br>[0.03] | 1.415***<br>[0.04] | 1.792***<br>[0.03] | 2.017***<br>[0.04] | 1.967***<br>[0.05] | 2.333***<br>[0.06] |
| <b>Observations</b>                    | <b>92</b>          | <b>92</b>          | <b>84</b>          | <b>92</b>          | <b>66</b>          | <b>121</b>         |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Pour la zone euro, la période d'estimation est 1999:T1 – 2021:T4, sauf lorsque la variable expliquée est l'anticipation d'inflation à 5 ans (colonne 3) où l'estimation débute au premier trimestre 2001. Pour les États-Unis, la période d'estimation est 1999:T1 – 2021:T4 (colonne 4), 2005:T3 – 2021:T4 (colonne 5) et 1991:T2 – 2021:T4 (colonne 6). Les spécifications sont estimées par la méthode de Newey-West en tenant compte de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 4. Les paramètres estimés pour les variables de contrôle ne sont pas reproduits ici.

Estimation de l'auteur.

Tableau A.II. Ancrege des anticipations aux États-Unis – Effet du déflateur de la consommation

|  | T+4      | T+4      | Y+10     | Y+10     |
|--|----------|----------|----------|----------|
| <i>inf</i> (t-1)                       | 0.389*** | 0.355*** | 0,187    | 0,004    |
|  | [0.14]   | [0.12]   | [0.14]   | [0.04]   |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>inf</i> (t-1)    | 0.038**  |          | -0,001   |          |
|  | [0.02]   |          | [0.04]   |          |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>High_periods</i> |          | 0.268*** |          | 0.204*** |
|  |          | [0.10]   |          | [0.06]   |
| $\Delta$ <i>oil</i> (t-1)              | 0,318    | 0,47     | 0,111    | 0,187    |
|  | [0.36]   | [0.38]   | [0.20]   | [0.20]   |
| Constante                              | 1.688*** | 1.622*** | 2.231*** | 2.350*** |
|  | [0.18]   | [0.16]   | [0.12]   | [0.07]   |
| Observations                           | 162      | 162      | 121      | 121      |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. La période d'estimation est 1981:T3 - 2021:T4 (colonnes 1 et 2) et 1991:T2 - 2021:T4 (colonne 3 et 4). Les spécifications sont estimées par la méthode de Newey-West en tenant compte de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 4. Les paramètres estimés pour les variables de contrôle ne sont pas reproduits ici.

Estimation de l'auteur.

Tableau A.III. Ancrege des anticipations aux États-Unis - Enquête du Michigan Survey (Robustesse)

|  | 1 an     | 1 an     | 5 ans    | 5 ans    |
|--|----------|----------|----------|----------|
| <i>inf</i> (t-1)                       | 0.338*** | 0.257*** | 0.064**  | 0,035    |
|  | [0.06]   | [0.07]   | [0.03]   | [0.05]   |
| <i>inf</i> (t-1) × <i>High_periods</i> | -0.061*  | 0,028    | 0.169*** | 0.132*** |
|  | [0.03]   | [0.04]   | [0.03]   | [0.03]   |
| $\Delta$ <i>oil</i> (t-1)              | 1.121*** | 1.203*** | 0.488**  | 0,242    |
|  | [0.33]   | [0.33]   | [0.23]   | [0.28]   |
| Constante                              | 2.241*** | 2.321*** | 2.616*** | 2.702*** |
|  | [0.12]   | [0.13]   | [0.06]   | [0.09]   |
| Observations                           | 385      | 385      | 383      | 383      |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-type sont entre []. Période d'estimation : février ou avril 1990 : février 2022. Les estimations sont corrigées par la méthode de Newey-West pour tenir de l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 6.

Estimation de l'auteur.

