

LA RÉVISION DES CIBLES D'INFLATION DE LA FED ET DE LA BCE¹

Christophe Blot

Sciences Po, OFCE ; Université Paris-Nanterre

Caroline Bozou

Sciences Po, OFCE

Paul Hubert

Banque de France ; Sciences Po, OFCE

La Réserve fédérale et la Banque centrale européenne ont toutes les deux annoncé, respectivement en 2020 et 2021, des révisions de leur cible d'inflation. Dans cette étude, nous analysons et comparons les effets de ces décisions prises par les deux banques centrales sur les anticipations d'inflation de long terme mesurées sur les marchés financiers. Nous analysons aussi bien comment cette modification a été perçue le jour de l'annonce que son effet sur la dynamique des anticipations d'inflation, leur volatilité et leur réponse à des chocs économiques depuis l'annonce. Les principaux résultats sont les suivants : l'annonce de la révision de sa cible par la BCE a eu un impact négatif sur les anticipations d'inflation alors que l'annonce de la Fed a eu un impact positif. De plus, alors que l'annonce de la Fed a modifié la dynamique de formation des anticipations d'inflation (niveau moyen plus élevé et processus autorégressif plus faible), l'annonce de la BCE n'a pas impacté – jusqu'à présent du moins – cette dynamique. Enfin, la réponse des anticipations d'inflation à des chocs de politique monétaire ou financier n'a pas été influencée par ces annonces, pas plus que la volatilité des anticipations d'inflation.

Mots clés : politique monétaire, banques centrales, mandat, anticipations d'inflation.

1. Les auteurs remercient Éric Heyer, Mathias Lé et Raul Sampognaro pour leur relecture. Les opinions exprimées dans cet article sont celles des auteurs et n'engagent ni la Banque de France, ni l'Eurosystème.

La Réserve fédérale en août 2020, puis la BCE en juillet 2021, ont révisé leur stratégie de politique monétaire. Il s'agit principalement pour elles de donner les grandes lignes guidant leurs choix dans le cadre du mandat qui leur a été confié. Ces événements sont relativement rares puisqu'en un peu plus de 20 ans d'existence, c'est la deuxième fois seulement que la BCE se livre à un tel exercice, la précédente revue de sa stratégie datant de mai 2003². Pour la Réserve fédérale, la dernière révision de la stratégie avait été formulée en janvier 2012. Ces événements sont importants puisque ces deux banques centrales sont indépendantes. Il est donc essentiel que ces institutions fassent preuve de transparence. Leur mandat étant défini assez vaguement, la stratégie est un moyen permettant d'en préciser les contours en tenant compte de l'environnement économique mais aussi des avancées de la science économique.

Dans la zone euro, l'article 127 du Traité de fonctionnement de l'Union européenne assigne à la BCE l'objectif principal de maintenir la stabilité des prix et précise que « sans préjudice de l'objectif de stabilité des prix, le SEBC [Système européen des banques centrales] apporte son soutien aux politiques économiques générales dans l'Union, en vue de contribuer à la réalisation des objectifs de l'Union, tels que définis à l'article 3 du Traité sur l'Union européenne ». Aux États-Unis, selon le *Federal Reserve Act*, la banque centrale s'efforce de promouvoir « efficacement les objectifs d'emploi maximum, de prix stables et de taux d'intérêt à long terme modérés ». La notion de stabilité des prix est donc floue de même que peut l'être le poids donné aux autres objectifs de politique monétaire. La stratégie permet par conséquent de donner une interprétation plus précise du mandat.

Une dimension essentielle de la stratégie consiste notamment à donner une information plus précise sur l'interprétation que la BCE et la Réserve fédérale donnent à la stabilité des prix. Dans sa révision, la Réserve fédérale n'a pas modifié sa cible d'inflation, toujours fixée à 2 %, mais a précisé qu'elle chercherait à atteindre cette cible *en moyenne*. Ce changement de formulation reflète le passage d'une stratégie dite de ciblage d'inflation (*Inflation targeting*, IT) à une stratégie de ciblage d'inflation en moyenne (*Average inflation targeting*, AIT).

2. Avant la mise en œuvre effective de la politique monétaire commune le 1^{er} janvier 1999, la BCE avait au préalable communiqué sa stratégie.

Quant à la BCE, elle considère désormais que la stabilité des prix correspond à une inflation égale à 2 %. Selon la formulation précédente, l'objectif était d'atteindre une inflation « *inférieure mais proche* » de 2 %. Ces changements de quantification ou de formulation de la cible d'inflation s'inscrivent dans un contexte de taux particulièrement bas depuis de nombreuses années et qui ne reflètent pas tant l'orientation expansionniste de la politique monétaire mais une évolution structurelle du taux d'intérêt d'équilibre³. Les révisions visent donc à assurer un meilleur ancrage des anticipations d'inflation mais aussi à donner des marges de manœuvre aux banques centrales.

L'objectif de cet article consiste à évaluer comment l'annonce de ces révisions a été perçue et si elle a modifié la formation des anticipations des agents privés. Nous analysons les effets sur les anticipations d'inflation de long-terme, mesurées indirectement sur les marchés financiers. Il existe en effet plusieurs mesures de l'inflation anticipée : données d'enquêtes auprès des professionnels, des ménages ou des entreprises et anticipations de marchés. Les données de marché présentent l'avantage d'être disponibles à haute fréquence – quotidienne – ce qui permet de mieux évaluer si les décisions récentes des banques centrales ont été intégrées dans la formation des prix de marché. À partir d'une étude d'événement, nous analysons d'abord comment la modification de la cible a été perçue par les marchés financiers le jour de l'annonce, en tenant compte de l'anticipation des marchés de ladite annonce. Au-delà de cette réaction immédiate des marchés, la dynamique des anticipations d'inflation mesurées sur les marchés financiers depuis la révision est un indicateur de l'effet de la communication des banques centrales. C'est pourquoi nous étudions ensuite le processus de formation des anticipations d'inflation en testant la présence d'une rupture après la révision des cibles d'inflation. En effet, sous l'hypothèse que les décisions prises par les banques centrales sont crédibles, elles devraient se refléter dans le processus de formation des anticipations de marché. En outre, puisque la redéfinition de la cible doit permettre un meilleur ancrage des anticipations, nous testons la sensibilité de l'inflation anticipée aux annonces économiques et financières et la possibilité d'une rupture dans la dynamique de la volatilité conditionnelle des anticipations d'inflation. Cette analyse est menée pour la zone euro et les États-Unis, ce qui permet de

3. Voir par exemple Del Negro *et al.* (2017).

comparer l'effet des annonces respectives de la BCE et de la Réserve fédérale sur les anticipations de marché⁴.

Les principaux résultats sont les suivants : les anticipations d'inflation ont baissé le jour de l'annonce de la révision de sa cible par la BCE tandis qu'elles ont augmenté après l'annonce de la Fed. De plus, alors que l'annonce de la Fed a modifié la dynamique de formation des anticipations d'inflation (niveau moyen plus élevé et processus autorégressif plus faible), l'annonce de la BCE n'a pas impacté – jusqu'à présent du moins – cette dynamique. Enfin, la réponse des anticipations d'inflation à des chocs de politique monétaire ou financiers n'a pas été influencée par ces annonces, pas plus que la volatilité des anticipations d'inflation.

Il est bien entendu prématuré de tirer des conclusions définitives sur les conséquences de ces révisions de la cible d'inflation, mais l'ambition de cet article est de proposer une première analyse. Il faut aussi préciser que les révisions portent également sur d'autres dimensions. Ainsi, Jerome Powell notait que l'objectif d'emploi maximum doit être considéré dans un sens plus large et inclusif mettant ainsi l'accent sur la situation d'individus qui peuvent être en marge du marché du travail⁵. La révision de la stratégie de la BCE est plus large encore, reconnaissant notamment l'importance des outils de politique monétaire non conventionnels, envisageant de modifier la mesure de l'inflation⁶ et indiquant la prise en compte des objectifs de stabilité financière et du climat. Mais aussi importantes soient-elles, ces dimensions ne sont pas étudiées ici notamment parce que leurs implications ne devraient être perceptibles qu'à moyen terme.

Cet article vient en complément des travaux d'Hoffmann *et al.* (2020) et Coibion *et al.* (2020) qui analysent l'impact de la révision de la stratégie de la Fed annoncée en 2020. Ces deux papiers se concentrent cependant sur la réponse des ménages, en exploitant les

4. Cette mesure ne donne des anticipations d'inflation que la vision d'une partie des agents économiques. Mais elle reste la variable la plus adaptée pour identifier les effets d'annonces des banques centrales qui ont été faites récemment. La disponibilité et la fréquence des données d'anticipations issues d'enquêtes ne permettent effectivement pas de capter l'éventualité d'une rupture dans leur dynamique.

5. Contrairement au mandat de la BCE qui définit une hiérarchie claire entre l'objectif principal de stabilité des prix et les autres objectifs, formulés de façon très générale, la Réserve fédérale suit un double mandat mettant sur le même plan l'objectif d'inflation et d'emploi maximal.

6. La mesure ciblée actuellement par la BCE est l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). La BCE envisage d'améliorer la prise en compte du coût du logement en intégrant notamment une composante liée au coût des logements occupés par leurs propriétaires.

résultats d'une enquête sondant les ménages juste après l'annonce de révision de la stratégie faite par la Réserve fédérale. De plus, les données d'enquête sont disponibles à une fréquence plus faible (mensuelle et trimestrielle) incompatible avec notre stratégie d'identification. C'est pourquoi, notre travail est centré sur la réponse des marchés financiers, ce qui permet d'avoir une mesure homogène pour comparer la réaction des anticipations depuis le jour de l'annonce. Il existe en outre une littérature plus théorique sur la question du niveau optimal de la cible d'inflation (Adam *et al.*, 2021 ; L'Huillier et Schoenle, 2020 ; Schmitt-Grohe et Uribe, 2010).

1. Les objectifs des révisions menées par la Réserve fédérale et la BCE

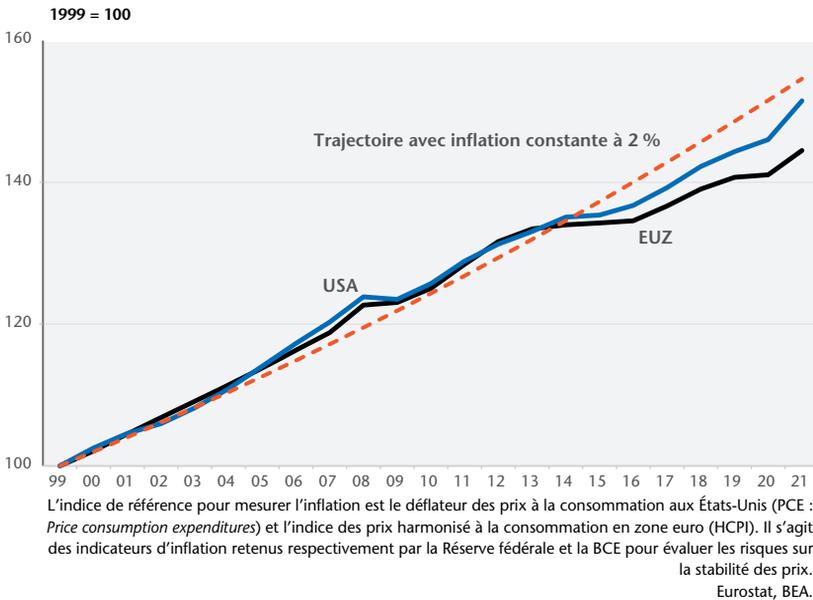
La stratégie de politique monétaire des banques centrales est un élément important puisqu'elle élabore le cadre dans lequel la politique monétaire est conduite. Contrairement aux décisions qui font l'objet d'un examen fréquent et régulier – toutes les six semaines pour la BCE et la Réserve fédérale – les révisions de la stratégie sont des événements rares et donc importants dans la communication des banques centrales puisqu'ils doivent refléter des infléchissements durables dans la conduite de la politique monétaire. Ainsi, dans le cas de la BCE et de la Réserve fédérale, les processus ayant conduit à la révision ont pris plusieurs mois au cours desquels les deux institutions ont mené des réflexions internes et sollicité des avis extérieurs (*listens*). L'objectif est de réfléchir à la meilleure stratégie permettant d'atteindre les objectifs en tenant compte de l'évolution de l'environnement économique et financier ainsi que des avancées récentes de la recherche empirique ou théorique. À près d'un an d'intervalle, les deux principales banques centrales ont annoncé des révisions de stratégie de politique monétaire. Bien que ces révisions portent sur plusieurs dimensions, nous nous concentrons ici sur la cible d'inflation.

En août 2020, la Réserve fédérale a annoncé une modification de sa stratégie de politique monétaire passant d'une cible d'inflation de 2 % à une cible d'inflation de 2 % *en moyenne*, indiquant ainsi le passage d'une stratégie de ciblage d'inflation (IT) à une stratégie de ciblage d'inflation moyenne (AIT)⁷. Il est important de noter que la décision de

7. La quantification officielle de la cible à 2 % avait été adoptée en 2012.

revoir la stratégie est intervenue dans un contexte où l'inflation américaine était quasi-systématiquement inférieure à sa cible depuis 2012 de telle sorte que si l'on compare la trajectoire des prix aux États-Unis depuis 1999 à une trajectoire fictive correspondant à la réalisation chaque année de l'objectif d'inflation à 2 % (équivalente au sens large à une stratégie de ciblage du niveau des prix, *price-level targeting*), il ressort une trajectoire des prix inférieure à la trajectoire des 2 % à partir de 2013⁸ (graphique 1).

Graphique 1. Évolution du niveau de prix

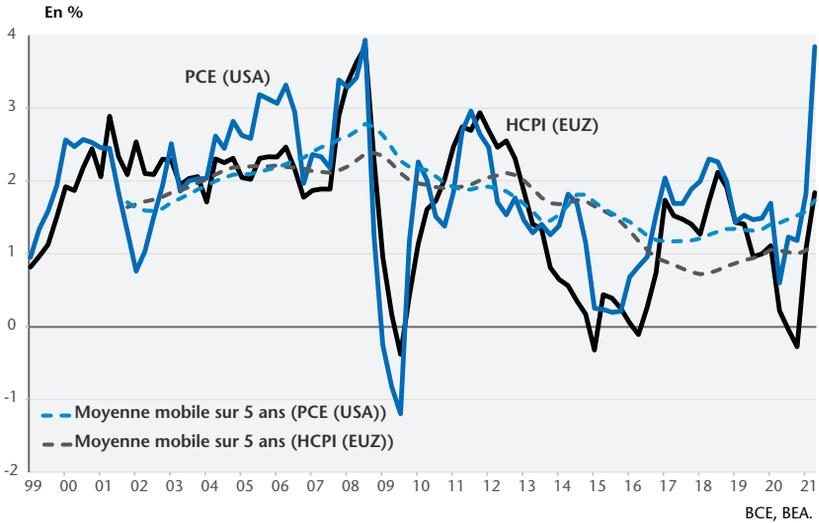


Ce choix est notamment justifié par la volonté d'améliorer l'ancrage des anticipations d'inflation. En effet, avec une stratégie standard de ciblage d'inflation, les anticipations peuvent être ancrées sous le seuil de 2 %, si l'économie est confrontée à différents chocs de demande négatifs qui poussent l'inflation sous la cible. Si la banque centrale ajuste l'orientation de la politique monétaire afin de ramener l'inflation vers sa cible, il en résultera néanmoins que l'inflation sera en moyenne inférieure à 2 %. C'est de fait ce que l'on peut observer après la Grande Récession. À l'exception des années 2011 et 2012, l'inflation tant dans

8. La quantification de ce sous-ajustement dépend fortement du choix de l'année de référence. Plus que la valeur de ce sous-ajustement, ce graphique suggère qu'il y a eu un décrochage de l'inflation à partir de 2012-2013.

la zone euro qu'aux États-Unis a été quasi systématiquement inférieure à 2 %. En moyenne sur 5 ans, elle a atteint un point bas inférieur à 1 % dans la zone euro et autour de 1,2 % aux États-Unis en 2018 (graphique 2). Si les anticipations sont déterminées en fonction de cette évolution à moyen terme de l'inflation, alors elles risquent de s'ancrer sur un niveau inférieur à la cible.

Graphique 2. Inflation et tendance d'inflation



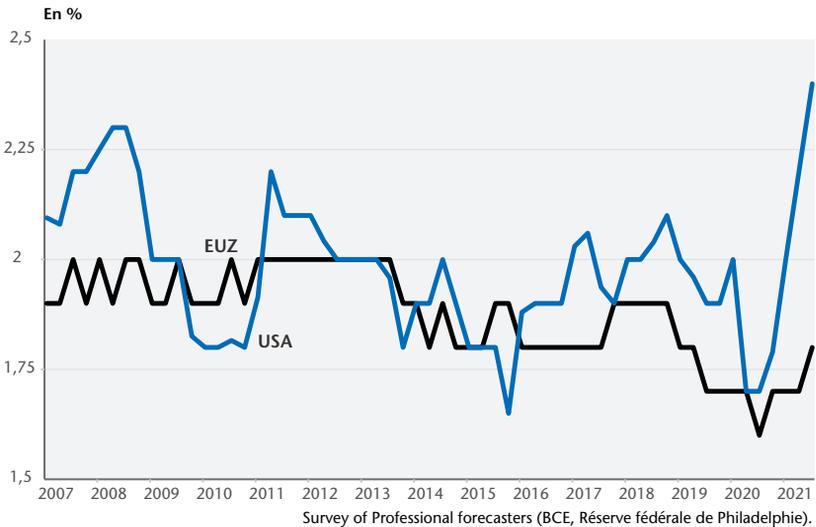
Avec l'AIT, la banque centrale indique explicitement que l'inflation doit être en moyenne de 2 %. Dans ces conditions, la banque centrale devrait ajuster l'orientation de la politique monétaire de telle sorte que l'inflation soit supérieure à 2 % sur une période donnée après un choc négatif. L'objectif est bien de compenser la période de sous-ajustement. Dit autrement, la Réserve fédérale ne durcirait pas trop rapidement sa politique monétaire (ou maintiendrait une politique monétaire expansionniste) si une amélioration conjoncturelle ou un choc positif (prix de l'énergie) pousse l'inflation au-dessus de la cible. La prudence manifestée par le FOMC (*Federal Open-market Committee*) malgré la poussée inflationniste observée depuis mars 2021 reflète en partie cette modification de la stratégie. Non seulement, la Réserve fédérale considère que le choc actuel est temporaire et qu'un durcissement prématuré de la politique monétaire risquerait de casser la reprise mais il est aussi cohérent de ne pas réagir malgré une inflation qui dépasse la cible de 2 % depuis plusieurs mois afin de compenser le sous-ajustement observé au cours des années précédentes.

Comme pour la Réserve fédérale, la révision de la stratégie de la BCE est intervenue après une longue période de faible inflation. Depuis 2013, l'inflation annuelle de la zone euro n'a jamais dépassé 1,7 %. La comparaison entre l'évolution des prix depuis 1999 et une trajectoire fictive où l'inflation annuelle aurait été de 2 % indique qu'elle a été quasi-systématiquement inférieure depuis 2013 (graphique 1). C'est la deuxième fois que la BCE modifie sa stratégie de politique monétaire initialement élaborée en 1998 au moment de la création de la monnaie unique. De 1999 à 2003, la BCE souhaitait assoir sa crédibilité et craignait initialement que les anticipations d'inflation s'ancrent sur une moyenne de l'inflation passée des pays de la zone euro. Certains ayant une inflation historiquement plus élevée. L'institution s'est calée sur le modèle de la Bundesbank pour envoyer un signal fort d'attachement à la stabilité des prix. Malgré la désinflation globale amorcée dans les années 1980 et une inflation bien plus maîtrisée dans les années 1990, la crainte de l'inflation rampante telle qu'observée dans les années 1970 était encore présente dans les esprits. Il en a résulté l'adoption d'une définition où l'inflation devait être inférieure à 2 % et donc implicitement comprise entre 0 et 2 %. Cette définition ne donnait toutefois pas de valeur précise pour la cible à l'intérieur de cette bande, suggérant par exemple qu'une inflation de 0,5 % pourrait être conforme à la cible, ce qui n'a semble-t-il pas forcément été le cas puisque l'inflation moyenne entre 1999 et 2003 s'est précisément élevée à 2 %. La première révision de la stratégie de 2003 a cependant permis de donner une quantification plus précise de la stabilité des prix indiquant que l'inflation devrait être proche mais inférieure à 2 %. Cette première révision reconnaissait ainsi que la définition précédente ne permettait pas d'écarter le risque déflationniste.

Il n'en demeure pas moins que cette nouvelle définition manquait toujours de clarté puisque l'on pourrait effectivement considérer qu'un taux d'inflation de 1,7 %, 1,8 % ou 1,9 % correspond bien à une inflation proche mais inférieure à 2 %. En outre, cette définition de la stabilité des prix créait une forme d'asymétrie. Une inflation légèrement inférieure à 2 % était effectivement conforme à la cible alors que ça ne serait pas le cas pour une inflation légèrement supérieure à 2 %. Dit autrement, une telle définition suggérait une réaction plus systématique de la BCE en cas de déviation positive qu'en cas de déviation négative. Des évolutions étaient cependant perceptibles pour renforcer le caractère symétrique de la cible. Ainsi, en juillet 2019, Mario Draghi déclarait « the Governing Council is determined to act, in line with its

commitment to symmetry in the inflation aim ». Il précisait même que 1,9 % semblait une cible conforme à la stratégie réduisant ainsi l'ambiguïté. Ainsi, 22 ans après sa création la BCE clôt le débat sur la quantification précise de la cible d'inflation par la BCE. En adoptant une cible à 2 %, la BCE se cale sur la définition de nombreuses banques centrales : la Réserve fédérale mais aussi la Banque d'Angleterre ou la Banque du Japon⁹. Cette clarification nécessaire est censée permettre un meilleur ancrage des anticipations d'inflation. L'évolution des anticipations d'inflation des prévisionnistes professionnels comme celle des marchés financiers témoignait effectivement d'une baisse tendancielle de l'inflation anticipée à long terme (graphique 3 et 4)¹⁰.

Graphique 3. Anticipations d'inflation à 5 ans – données d'enquêtes auprès des professionnels



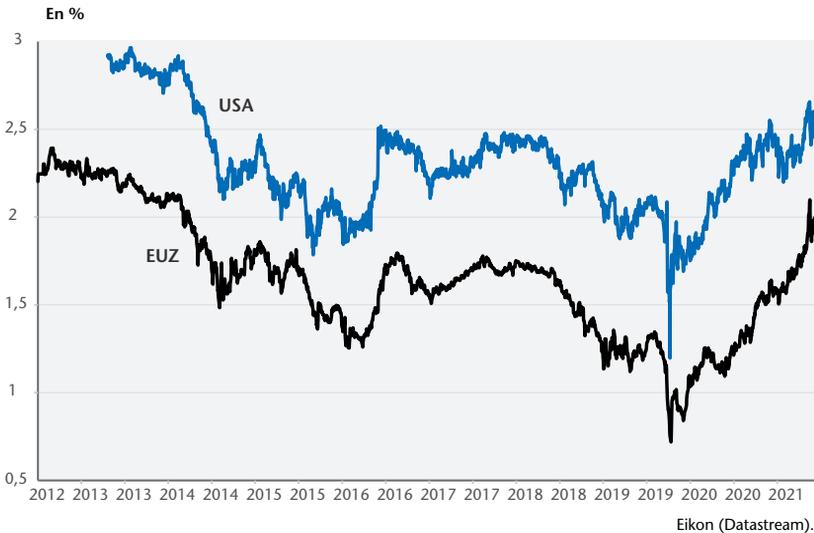
Un autre avantage de l'augmentation de la cible d'inflation pour les banques centrales est de donner des marges de manœuvre supplémentaires dans un environnement de taux bas. En effet, sous l'hypothèse que l'inflation est conforme à sa cible et que l'écart de croissance est

9. La BCE tolère de légères fluctuations autour de 2 % et enlève l'asymétrie de la cible. Cela ne correspond néanmoins pas à une stratégie AIT dans le sens où il n'y a pas de compensation des écarts passés à la cible.

10. Il s'agit d'enquêtes menées tous les trimestres par la BCE et la Réserve fédérale auprès d'un panel de prévisionnistes professionnels qui sont interrogés sur leurs prévisions d'inflation, croissance et chômage à différents horizons.

nul, le taux nominal fixé par la banque centrale devrait converger vers le niveau suivant : $i = r^* + \pi^*$ où π^* est la cible d'inflation et r^* le taux réel d'équilibre, c'est-à-dire le taux compatible avec l'absence de tensions inflationnistes et une économie qui est à son potentiel. Toutes choses égales par ailleurs, plus r^* est faible, plus le taux fixé par la banque centrale est bas. Dans ce cas, un choc négatif conduit la banque centrale à heurter plus fréquemment la contrainte de la borne des taux à 0 % (*Zero lower bound, ZLB*)¹¹. En augmentant la cible, la banque centrale espère réduire le risque d'être contraint par la ZLB. Une telle stratégie est notamment motivée par Andrade *et al.* (2021).

Graphique 4. Anticipations d'inflation à 5 ans dans 5 ans – données des marchés financiers



Dans ce qui suit, nous évaluons si les annonces de révisions de la cible d'inflation ont modifié la formation des anticipations sur les marchés financiers. À l'aide d'une étude d'événement, nous analysons comment cette modification a été perçue le jour de l'annonce. Nous analysons ensuite la dynamique des anticipations d'inflation mesurées sur les marchés financiers, leur volatilité et leur réponse à des chocs économiques depuis l'annonce.

11. Voir Hofmann *et al.* (2021).

2. Les effets des révisions sous différents angles

2.1. Effets des annonces de révision

Nous étudions les effets des annonces de révisions de la cible d'inflation sur les anticipations d'inflation à l'aide d'une étude d'événement. Cette approche consiste à évaluer la réaction des marchés les jours d'annonce des banques centrales. Elle est fréquemment utilisée pour mesurer le contenu informationnel des annonces de politique économique et particulièrement des banques centrales. De nombreux travaux évaluent ainsi l'effet des politiques monétaires non conventionnelles : annonces des programmes d'achat d'actifs ou de guidage des anticipations d'inflation (*forward guidance*)¹².

Cette méthodologie permet de mesurer les effets d'annonce sur une fenêtre temporelle courte, autour de l'événement en question. Les études d'événements supposent que les marchés mobilisent l'ensemble de l'information disponible à une date t . Ainsi, les évolutions des marchés s'expliqueraient essentiellement par le flux de nouvelles informations qui modifient l'ensemble d'information des acteurs des marchés. Dans ces conditions, l'effet d'une annonce sur la cible d'inflation peut être identifié sous l'hypothèse qu'il n'y a pas d'autres annonces simultanées susceptibles d'influencer les anticipations d'inflation. C'est pourquoi, cette approche consiste à estimer une équation sur données en haute fréquence (ici sur données quotidiennes). Notons que les annonces de révisions ne portent pas uniquement sur la cible. Toutefois, le changement de cible est une dimension essentielle de la révision qui peut avoir un impact direct sur les anticipations, ce qui est beaucoup moins le cas pour les autres annonces. Si l'annonce de la révision de la cible avait été parfaitement anticipée par les marchés, alors les prix d'actifs – ici les anticipations d'inflation – ne devraient pas réagir à l'annonce de la révision de la cible annoncée par les banques centrales. De fait, les prix de marché avant l'annonce reflètent l'état des anticipations, et les changements observés le jour de l'annonce traduisent donc la révision de ces anticipations.

12. Voir par exemple Swanson (2021) pour les annonces de la Réserve fédérale ou Hubert et Labondance (2018) sur les annonces de guidage des anticipations de la BCE.

Les effets des annonces de la révision des cibles de la Fed et de la BCE sont évalués au travers de l'équation suivante :

$$\Delta E\pi_t^{lt} = c + \beta_1 \text{Revision}_t + \beta_2 \text{Meeting}_t + \beta_3 Z_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Où $\Delta E\pi_t^{lt}$ est la variation journalière des anticipations d'inflation basée sur le marché. La variable *révision* est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 les jours d'annonces de révisions de la cible d'inflation (les 25 janvier 2012 et 27 août 2020 pour les États-Unis et le 8 juillet 2021 pour la zone euro) et zéro sinon¹³. Z_t est un vecteur de variables de contrôle. L'équation est estimée avec des données journalières à partir du 12 décembre 2012 pour la zone euro et du 1^{er} août 2011 pour les États-Unis, et jusqu'au 26 octobre 2021 pour les deux zones.

Les anticipations d'inflation sont mesurées par les *swaps* d'inflation à 5 ans dans 5 ans. Il s'agit d'un indicateur courant des anticipations pour en mesurer l'ancrage. Leur principal inconvénient est de dépendre de la liquidité sur les marchés financiers et d'être donc sujet à des primes de risque. Leur principal avantage est d'être disponibles en temps réel et à la fréquence journalière¹⁴. Elles sont donc appropriées pour les études d'événement. Le vecteur de variables de contrôle inclut la volatilité implicite des cours boursiers (VSTOXX pour la zone euro et le VIX pour les États-Unis) et les chocs de politique monétaire en suivant l'approche d'Hanson et Stein (2015) qui consiste à considérer la variation du taux OIS (*Overnight Interest rate Swap*) à 2 ans les jours de réunion des membres du conseil des gouverneurs de la BCE ou du FOMC. Nous introduisons également une variable indicatrice pour les jours de réunion consacrée à la politique monétaire de la BCE ou du FOMC. Nous testons également l'effet de la révision au travers d'une variable indicatrice qui vaut 1 lors de la réunion suivant la révision. En effet, les révisions se traduisent aussi par un changement de communication des banques centrales lors des réunions normales de politique monétaire. Ainsi, la réunion qui suit immédiatement les annonces de révision permet aux banques centrales de reformuler le communiqué de presse en intégrant le changement de stratégie. Dans la mesure où les marchés sont très attentifs à la communication des banques centrales à

13. L'analyse économétrique des effets de l'annonce de la révision repose sur une observation dans ce cadre méthodologique et doit donc être interprétée avec prudence.

14. La série de *swap* d'inflation pour les États-Unis est disponible à partir du 1^{er} octobre 2013. Les données sont alors rétro-polées en utilisant la série des points-morts d'inflation (*Break-even inflation rate*), également disponible en fréquence journalière. Les BEIR sont obtenus en comparant le rendement nominal d'une obligation du Trésor (*Treasuries*) au rendement d'une obligation indexée sur l'inflation (TIPS : *Treasury Inflation-Protected Security*).

l'issue des réunions du Conseil des Gouverneurs ou du FOMC, il peut être pertinent de tester si le mouvement des anticipations d'inflation est significativement différent. Pour la BCE, il s'agit du Conseil des Gouverneurs du 22 juillet 2021 tandis qu'aux États-Unis cela correspond à la réunion du FOMC du 16 septembre 2020. Il est important de noter qu'aucune annonce significative n'a été faite ce jour-là, ce qui aurait pu brouiller l'interprétation de la variable indicatrice.

Tableau 1. Effets de l'annonce de la BCE sur les anticipations d'inflation en zone euro

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y
Annonces Révision 2021	-0,014*** [0,00]	-0,014*** [0,00]	-0,014*** [0,00]	-0,017*** [0,00]	-0,017*** [0,00]	-0,017*** [0,00]
Choc PM	0,081 [0,13]	0,079 [0,13]	0,079 [0,13]	0,067 [0,15]	0,065 [0,15]	0,062 [0,15]
VSTOXX	-0,001 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,001 [0,00]	0,001 [0,00]	0,001 [0,00]	0,002 [0,00]
GC meeting	0,002 [0,00]	0,003 [0,00]	0,002 [0,00]	— —	— —	— —
Meeting Post-Révision	— —	-0,012*** [0,00]	-0,011*** [0,00]	— —	-0,012*** [0,00]	-0,012*** [0,00]
Annonces 2019	— —	— —	0,014*** [0,00]	— —	— —	0,017*** [0,00]
Constante	0,000 [0,00]	0,000 [0,00]	0,000 [0,00]	0,003 [0,00]	0,003 [0,00]	0,003 [0,00]
N	2314	2314	2314	79	79	79
R²	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,03

Standard errors in brackets. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

Le tableau 1 montre les résultats des estimations de l'équation (1) pour la zone euro¹⁵. La période d'estimation s'étend d'août 2011 à octobre 2021. Les colonnes (1), (2) et (3) évaluent l'effet des annonces de révisions de la cible sur les anticipations d'inflation sur l'ensemble de

15. Les estimations sont réalisées en corrigeant la matrice des variance-covariance de l'éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Les équations ont été également estimées avec la méthode Newey-West permettant de tenir compte de la potentielle auto-corrélation des résidus. Par construction, le point estimé est identique. La significativité des résultats est généralement très proche.

la période. Dans les colonnes (4), (5) et (6), nous estimons l'équation (1) uniquement sur les jours d'annonce de politique monétaire – c'est-à-dire quand la variable *GC meeting* prend la valeur 1. Cela correspond *de facto* à une restriction sur la base de comparaison entre le jour d'annonce de la révision et les autres jours. Cette spécification nous permet de tester si l'information véhiculée par la révision de la cible diffère de l'information standard sur l'orientation de la politique monétaire, communiquée par le Conseil des gouverneurs. Les colonnes (2) et (5) évaluent si des informations supplémentaires ont aussi pu être transmises lors du Conseil des gouverneurs suivant l'annonce de la révision. Les colonnes (3) et (6) reproduisent les spécifications précédentes en intégrant l'effet de l'annonce du 25 juillet 2019 au cours de laquelle Mario Draghi évoquait la symétrie de la cible d'inflation.

Les résultats montrent que l'annonce de la révision de la cible d'inflation a eu un effet négatif et significatif sur les anticipations d'inflation en zone euro. On peut imaginer que cette réaction négative traduise un sentiment relativement mitigé au regard de la volonté de la BCE d'adopter une stratégie de politique monétaire qui mettrait plus en avant le risque déflationniste. On pourrait ainsi interpréter la réponse négative des anticipations d'inflation comme si les marchés financiers avaient anticipé une modification plus substantielle de la cible, comme un relèvement de son niveau par exemple. Par ailleurs, il est probable que l'effet de l'annonce de la révision de la cible en zone euro ait déjà été intégrée par les marchés lors de précédentes communications des gouverneurs de la BCE. La communication de Mario Draghi sur la cible d'inflation le 25 juillet 2019, laissant entendre que l'inflation en dessous de 2 % était aussi préjudiciable qu'une inflation au-dessus de 2 %, a eu un effet positif et significatif sur les anticipations d'inflation. Finalement, cette clarification de la cible annoncée le 25 juillet 2019 a entraîné une hausse des anticipations d'inflation, contrairement à l'annonce de la révision, qui a eu un effet négatif.

Le tableau 2 montre le résultat des estimations de l'équation (1) pour les États-Unis. Les colonnes (1), (2) et (3) évaluent l'effet des annonces de révisions de la cible d'inflation sur les anticipations d'inflation sur l'ensemble de la période. Dans les colonnes (4), (5) et (6), nous testons uniquement pour les jours d'annonce de politique monétaire – c'est-à-dire quand la variable *FOMC meeting* prend la valeur 1. Les colonnes (2) et (5) évaluent si des informations supplémentaires ont pu être transmises lors du FOMC suivant l'annonce de la révision. Enfin, les

colonnes (3) et (6) intègrent aussi l'effet de l'annonce de la révision de la cible d'inflation du 25 janvier 2012. Nous trouvons un effet positif et significatif pour les États-Unis, suggérant que les annonces de révisions de la cible d'inflation d'août 2020 et de janvier 2012 ont positivement affectées les anticipations d'inflation. L'indicatrice relative à la réunion suivant la révision d'août 2020 est également significativement positive lorsque l'équation est uniquement estimée sur l'échantillon n'incluant que les jours de réunion du FOMC.

Tableau 2. Effets de l'annonce de la Fed sur les anticipations d'inflation aux États-Unis

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y	inf5y5y
Annonces Révision 2020	0,022*** [0,00]	0,022*** [0,00]	0,022*** [0,00]	0,037*** [0,01]	0,037*** [0,01]	0,038*** [0,01]
Choc PM	-0,048 [0,11]	-0,048 [0,11]	-0,035 [0,11]	-0,217* [0,09]	-0,221* [0,09]	-0,207* [0,08]
VIX	-0,002 [0,00]	-0,002 [0,00]	-0,002 [0,00]	-0,016*** [0,00]	-0,016*** [0,00]	-0,016*** [0,00]
FOMC meeting	-0,001 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,002 [0,00]	— —	— —	— —
Meeting Post-Révision	— —	0,004 [0,01]	0,005 [0,01]	— —	0,021** [0,01]	0,022** [0,01]
Annonces 2012	— —	— —	0,068*** [0,01]	— —	— —	0,064*** [0,00]
Constante	0,000 [0,00]	0,000 [0,00]	0,000 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,002 [0,00]	-0,002 [0,00]
N	2671	2671	2671	84	84	84
R²	0,00	0,00	0,00	0,23	0,24	0,27

Standard errors in brackets. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

Cette première analyse de la révision de la cible d'inflation menée récemment par la BCE et la Réserve fédérale suggère un impact différencié des annonces respectives de ces deux banques centrales. Dans la zone euro, les anticipations d'inflation ont baissé à la suite de l'annonce de la révision de la cible. Aux États-Unis, même si la cible n'a pas été modifiée, l'annonce du changement de stratégie a conduit les marchés à réviser les anticipations d'inflation à la hausse. On peut en déduire

que les marchés ont de fait intégré que la Réserve fédérale tolérerait une inflation plus élevée pour compenser le sous-ajustement de l'inflation.

2.2. Dynamique de formation des anticipations d'inflation de long-terme

Bien que la réaction des marchés le jour de l'annonce soit une première méthode permettant d'appréhender l'effet de la communication des banques centrales quant à leurs révisions de la cible d'inflation, il est probable que ces révisions se traduisent également dans le mode de formation des anticipations et en particulier dans le processus de détermination de ces variables de marché. C'est pourquoi une deuxième approche vise à évaluer les effets potentiels de la révision de la cible sur la dynamique des anticipations d'inflation de long terme. Autrement dit, nous cherchons à évaluer si la révision de la cible a conduit à une modification de la constante ou du paramètre autorégressif des équations de détermination des anticipations d'inflation de long-terme, mesurées par les *swaps* d'inflation à 5 ans dans 5 ans, et représentées par l'équation suivante :

$$E\pi_t^{lt} = \alpha + \rho E\pi_{t-1}^{lt} + \beta X_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Le paramètre ρ mesure la persistance des anticipations d'inflation. $\alpha/(1 - \rho)$ mesure l'espérance à long terme – en l'absence de chocs – de la prévision d'inflation conditionnelle à X_t , qui est un vecteur de variables de contrôle comprenant la volatilité implicite des cours boursiers (VSTOXX ou VIX), le taux de référence des dépôts interbancaires (EONIA pour la zone euro et taux des fonds fédéraux pour les États-Unis) et les anticipations d'inflation à un an mesurées par les *swaps* d'inflation permettant de capter la dynamique actuelle de l'inflation¹⁶. Nous estimons les équations (3) et (4) ci-dessous afin de mesurer les modifications intervenues dans la valeur à long terme – en l'absence de chocs – de l'anticipation d'inflation à 5 ans dans 5 ans, soit :

$$E\pi_t^{lt} = \alpha + \gamma_1 Revision_t + \rho E\pi_{t-1}^{lt} + \beta X_t + \epsilon_t \quad (3)$$

$$E\pi_t^{lt} = \alpha + \gamma_1 Revision_t + \rho E\pi_{t-1}^{lt} + \gamma_2 Revision_t \cdot E\pi_{t-1}^{lt} + \beta X_t + \epsilon_t \quad (4)$$

16. Le coefficient de corrélation entre ces deux indicateurs est de 0,42 pour la zone euro et de 0,38 pour les États-Unis.

Où la variable ρ est une indicatrice qui prend la valeur 1 à compter de la date de l'annonce de la révision de la cible d'inflation (27 août 2020 pour les États-Unis et 8 juillet 2021 pour la zone euro) jusqu'à la fin de l'échantillon.

Nous estimons deux spécifications alternatives selon que nous considérons une rupture uniquement dans la constante (α) ou dans la constante et le paramètre autorégressif (α et ρ)¹⁷. Nous testons l'hypothèse nulle selon laquelle la révision de la cible modifie la dynamique de long terme des anticipations de marché pour l'inflation à long terme. Les paramètres γ_1 et γ_2 , mesurant l'effet de $Revision_t$ doivent être significativement positifs afin d'impliquer une augmentation de l'espérance conditionnelle des prévisions d'inflation ($\alpha/(1 - \rho)$).

Le tableau 3 montre les résultats des estimations des équations (2), (3) et (4)¹⁸. Dans les deux dernières lignes du tableau 3, nous calculons l'espérance conditionnelle de l'inflation de long-terme ($\alpha/(1 - \rho)$) avant et après la révision¹⁹. Dans les colonnes (1) et (4), nous estimons le modèle de détermination des anticipations d'inflation de long terme sans rupture (équation 2). Dans les colonnes (2) et (5), nous considérons la rupture uniquement pour la constante. Nous trouvons une rupture positive et significative à 5 % pour la zone euro mais pas significative pour les États-Unis. L'espérance conditionnelle de l'inflation anticipée de long terme augmenterait de 27 points de base passant de 1,59 à 1,86 en zone euro. Ce résultat, en opposition avec celui de la partie précédente, pourrait s'expliquer par le fait que l'étude d'événement se concentre sur l'effet de la révision de la cible uniquement le jour de l'annonce tandis que le résultat ici est estimé sur tous les jours depuis l'annonce. Dans les colonnes (3) et (6), nous considérons la rupture sur la constante et le terme autorégressif (équation 3). Pour la zone euro (colonne 3), nous ne trouvons pas de preuve empirique d'une rupture, invalidant ainsi le résultat de la spécification précédente. Le calcul de l'espérance conditionnelle de l'inflation anticipée de long terme suggère même une baisse. Pour les États-Unis (colonne 6), nous

17. Nous procédons de manière séquentielle afin d'estimer séparément la pertinence d'une rupture sur les deux paramètres en question. Nous pondérons ainsi le risque de variable omise et celui de multicollinéarité.

18. Les estimations sont réalisées en corrigeant la matrice des variance-covariance de l'éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Les équations ont été également estimées avec la méthode Newey-West permettant de tenir compte de la potentielle auto-corrélation des résidus. Par construction, le point estimé est identique. La significativité des résultats est très proche.

19. Le paramètre est proche mais significativement différent de 1.

trouvons une rupture marquée : la constante est significativement plus élevée après la révision tandis que le paramètre autorégressif est significativement plus faible si bien que dans l'ensemble, la valeur de l'espérance conditionnelle de l'inflation anticipée, en l'absence de chocs, augmenterait de 0,06 point. La révision de la cible d'inflation de la Réserve fédérale semble ainsi avoir contribué à modifier la formation des anticipations d'inflation de long terme. Les effets se traduisent cependant par une moindre persistance de l'inflation anticipée, ce qui est cohérent avec la stratégie AIT puisqu'un choc négatif (respectivement positif) poussant l'inflation sous la cible de 2 % devrait être compensée par une inflation à court-moyen terme plus élevée et non se traduire par une convergence vers 2 %.

Tableau 3. Effets de la révision sur la dynamique de formation des anticipations d'inflation

	Zone euro			États-Unis		
	(1) inf5y5y	(2) inf5y5y	(3) inf5y5y	(4) inf5y5y	(5) inf5y5y	(6) inf5y5y
Constante	0,032*** [0,01]	0,035*** [0,01]	0,034*** [0,01]	0,029*** [0,01]	0,030*** [0,01]	0,028*** [0,01]
Constante Post-Révision	— —	0,006* [0,00]	-0,059 [0,05]	— —	-0,002 [0,00]	0,087** [0,03]
Lag inf5y5y	0,979*** [0,00]	0,978*** [0,00]	0,979*** [0,00]	0,987*** [0,00]	0,987*** [0,00]	0,987*** [0,00]
Lag inf5y5y * Post-Révision	— —	— —	0,038 [0,03]	— —	— —	-0,039** [0,01]
inf1y	0,009*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,002 [0,00]	0,002 [0,00]	0,003* [0,00]
VSTOXX / VIX	0,000 [0,00]	0,000 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,003 [0,00]	-0,003 [0,00]	-0,003 [0,00]
EONIA / Fed Funds	0,026*** [0,00]	0,028*** [0,00]	0,028*** [0,00]	-0,003*** [0,00]	-0,004*** [0,00]	-0,004*** [0,00]
N	2314	2314	2314	2671	2671	2671
R ²	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
Pré-Révision	—	1,59	1,62	—	2,31	2,15
Post-Révision	—	1,86	1,47	—	2,15	2,21

Standard errors in brackets. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

2.3. Réaction des anticipations d'inflation aux chocs économiques

Une troisième approche consiste à évaluer les effets des chocs monétaires et financiers sur les anticipations d'inflation. En effet, si la révision de la cible d'inflation cherche à améliorer l'ancrage des anticipations, celles-ci devraient moins réagir aux chocs. Ce résultat est notamment mis en évidence par Gürkaynak *et al.* (2010) après l'adoption par la Banque d'Angleterre d'une stratégie de ciblage d'inflation à partir de 1997. Nous estimons une version modifiée de l'équation (2) dans laquelle nous intégrons des chocs monétaires et des chocs financiers mesurés par les variations journalières du VSTOXX en zone euro et du VIX aux États-Unis²⁰ :

$$E\pi_t^{lt} = \alpha + \rho E\pi_{t-1}^{lt} + \beta X_t + \kappa Choc_t^i + \epsilon_t \quad (5)$$

L'effet de la révision est ensuite analysé en testant la présence d'une rupture sur l'effet des chocs captée par le paramètre γ_2 . Comme dans la section précédente, la variable $Revision_t$ est une indicatrice qui prend la valeur 1 à compter de la date de l'annonce de la révision de la cible d'inflation (27 août 2020 pour les États-Unis et 8 juillet 2021 pour la zone euro) jusqu'à la fin de l'échantillon.

$$E\pi_t^{lt} = \alpha + \rho E\pi_{t-1}^{lt} + \beta X_t + \kappa Choc_t^i + \gamma_1 Revision_t + \gamma_2 Revision_t \cdot Choc_t^i + \epsilon_t \quad (6)$$

Le tableau 4 montre les résultats des estimations pour la zone euro et les États-Unis. Dans les colonnes (1) et (5), nous montrons l'effet d'un choc financier sur les anticipations d'inflation. Les résultats montrent un effet négatif et significatif pour la zone euro et les États-Unis suggérant qu'un choc financier réduit les anticipations d'inflation. Dans les colonnes (2) et (6), nous montrons l'effet d'un choc financier avant et après la révision de la cible d'inflation. Nos estimations suggèrent qu'il n'y a pas de rupture dans l'effet d'un choc financier sur les anticipations d'inflation : cet effet est le même avant et après l'annonce de la révision. Concernant le choc monétaire (colonnes (3), (4), (7) et (8)), il n'affecte pas les anticipations d'inflation de long-terme, que ce soit avant ou après la révision de la cible d'inflation. Ce résultat est cohérent avec la définition conceptuelle de l'inflation de long-terme qui serait déterminée par des facteurs structurels et non des chocs économiques.

20. Nous utilisons les mêmes chocs monétaires que dans la section 2.1.

Tableau 4. Effets de la révision sur la réponse des anticipations d'inflation à des chocs

	Zone euro				Etats-Unis			
	(1) inf5y5y	(2) inf5y5y	(3) inf5y5y	(4) inf5y5y	(5) inf5y5y	(6) inf5y5y	(7) inf5y5y	(8) inf5y5y
Lag inf5y5y	0,981*** [0,00]	0,980*** [0,00]	0,979*** [0,00]	0,978*** [0,00]	0,989*** [0,00]	0,988*** [0,00]	0,987*** [0,00]	0,987*** [0,00]
inf1y	0,009*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,009*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,003* [0,00]	0,004** [0,00]	0,002 [0,00]	0,002 [0,00]
VSTOXX / VIX	0 [0,00]	0 [0,00]	0 [0,00]	0 [0,00]	-0,002 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,003 [0,00]	-0,003 [0,00]
EONIA / Fed Funds	0,024*** [0,00]	0,026*** [0,00]	0,026*** [0,00]	0,028*** [0,00]	-0,003** [0,00]	-0,003** [0,00]	-0,003*** [0,00]	-0,004*** [0,00]
Choc financier	-0,021*** [0,00]	-0,021*** [0,00]	— —	— —	-0,033*** [0,01]	-0,036*** [0,01]	— —	— —
Choc PM	— —	— —	0,074 [0,13]	0,074 [0,13]	, —	— —	-0,057 [0,11]	-0,026 [0,11]
Post-Révision	— —	0,005* [0,00]	— —	0,006* [0,00]	— —	-0,004 [0,00]	— —	-0,001 [0,00]
Choc * Post-Révision	— —	-0,026 [0,01]	— —	0,796 [0,90]	— —	0,019 [0,01]	— —	-1,875 [0,98]
Constante	0,029*** [0,01]	0,032*** [0,01]	0,032*** [0,01]	0,034*** [0,01]	0,022*** [0,01]	0,023*** [0,01]	0,029*** [0,01]	0,030*** [0,01]
N	2314	2314	2314	2314	2671	2671	2671	2671
R ²	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Standard errors in brackets. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

2.4. Réaction de la variance conditionnelle des anticipations d'inflation

Une quatrième approche consiste à évaluer comment le modèle de détermination de la variance conditionnelle des anticipations d'inflation – mesurée ici à partir d'un modèle GARCH(1,1) – est influencé par la révision ainsi que par les effets des chocs monétaires et financiers sur les anticipations d'inflation avant et après la révision. Les questions posées sont ainsi les mêmes que pour les sections précédentes à la différence que nous analysons le processus dynamique de la variance conditionnelle des anticipations de marché. Les équations estimées sont alors les suivantes :

$$var_{E\pi_t^{lt}} = \alpha + \rho var_{E\pi_{t-1}^{lt}} + \beta X_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$var_{E\pi_t^{lt}} = \alpha + \rho var_{E\pi_{t-1}^{lt}} + \beta X_t + \gamma_1 Revision_t + \gamma_2 Revision_t \cdot var_{E\pi_{t-1}^{lt}} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$var_{E\pi_t^{lt}} = \alpha + \rho var_{E\pi_{t-1}^{lt}} + \beta X_t + \kappa Choc_t^i + \gamma_1 Revision_t + \gamma_2 Revision_t \cdot Choc_t^i + \epsilon_t \quad (9)$$

La variance conditionnelle des anticipations d'inflation dépend de sa variance passée. Nous ajoutons des variables de contrôle qui incluent la volatilité implicite des cours boursiers (VSTOXX pour la zone euro et le VIX pour les US), les *swaps* d'inflation à un an et le taux de référence des dépôts interbancaires (l'EONIA et le taux des fonds fédéraux pour la zone euro et les États-Unis respectivement). Dans l'équation (8) nous estimons l'effet de la révision de la cible d'inflation sur la variance conditionnelle des anticipations d'inflation. Dans l'équation (9), nous testons les effets des chocs monétaires et financiers sur les anticipations d'inflation avant et après la révision.

Le tableau 5 montre les résultats des estimations des équations (7), (8) et (9)²¹. Les résultats des colonnes (2) et (6) suggèrent que la révision de la cible d'inflation a eu un effet positif en zone euro et négatif aux États-Unis sur la constante, mais n'a pas eu d'effet sur le paramètre autorégressif. Celui-ci n'est pas significativement différent après l'annonce. Les colonnes (3) et (7) évaluent l'effet d'un choc financier avant et après la révision sur la variance conditionnelle des anticipations d'inflation. Les colonnes (4) et (8) évaluent l'effet d'un choc de politique monétaire. Dans les deux cas, les résultats suggèrent que l'annonce de révision de la cible n'a pas modifié la réponse de la variance conditionnelle des anticipations d'inflation aux chocs de politique monétaire et financier.

21. Les estimations sont réalisées en corrigeant la matrice des variance-covariance de l'éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Les équations ont été également estimées avec la méthode Newey-West permettant de tenir compte de la potentielle auto-corrélation des résidus. Par construction, le point estimé est identique. La significativité des résultats est très proche.

Tableau 5. Effets de la révision sur la variance conditionnelle des anticipations d'inflation

	Zone euro				États-Unis			
	(1) inf5y5y	(2) inf5y5y	(3) inf5y5y	(4) inf5y5y	(5) inf5y5y	(6) inf5y5y	(7) inf5y5y	(8) inf5y5y
Lag inf5y5y	0,981*** [0,00]	0,980*** [0,00]	0,979*** [0,00]	0,978*** [0,00]	0,989*** [0,00]	0,988*** [0,00]	0,987*** [0,00]	0,987*** [0,00]
infly	0,009*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,009*** [0,00]	0,008*** [0,00]	0,003* [0,00]	0,004** [0,00]	0,002 [0,00]	0,002 [0,00]
VSTOXX / VIX	0 [0,00]	0 [0,00]	0 [0,00]	0 [0,00]	-0,002 [0,00]	-0,001 [0,00]	-0,003 [0,00]	-0,003 [0,00]
EONIA / Fed Funds	0,024*** [0,00]	0,026*** [0,00]	0,026*** [0,00]	0,028*** [0,00]	-0,003** [0,00]	-0,003** [0,00]	-0,003*** [0,00]	-0,004*** [0,00]
Choc financier	-0,021*** [0,00]	-0,021*** [0,00]	— —	— —	-0,033*** [0,01]	-0,036*** [0,01]	— —	— —
Choc PM	— —	, —	0,074 [0,13]	0,074 [0,13]	— —	— —	-0,057 [0,11]	-0,026 [0,11]
Post-Révision	— —	0,005* [0,00]	— —	0,006* [0,00]	— —	-0,004 [0,00]	— —	-0,001 [0,00]
Choc * Post-Révision	— —	-0,026 [0,01]	— —	0,796 [0,90]	— —	0,019 [0,01]	— —	-1,875 [0,98]
Constante	0,029*** [0,01]	0,032*** [0,01]	0,032*** [0,01]	0,034*** [0,01]	0,022*** [0,01]	0,023*** [0,01]	0,029*** [0,01]	0,030*** [0,01]
N	2314	2314	2314	2314	2671	2671	2671	2671
R ²	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Standard errors in brackets. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

3. Conclusion

La Réserve fédérale et la Banque centrale européenne ont toutes les deux annoncé des révisions de leur cible d'inflation en 2020 et 2021 respectivement. Dans cette étude, nous analysons les effets sur les anticipations d'inflation de long-terme, mesurées sur les marchés financiers, de ces modifications des caractéristiques définissant la cible d'inflation de chacune des deux banques centrales. Nous analysons aussi bien comment cette modification a été perçue le jour de l'annonce que son effet sur la dynamique des anticipations d'inflation, leur variance et leur réponse à des chocs économiques depuis l'annonce.

Les principaux résultats sont les suivants : l'annonce de la révision de sa cible par la BCE a eu un impact négatif sur les anticipations d'inflation le jour de l'annonce alors que l'annonce de la Fed a eu un impact positif. De plus, alors que l'annonce de la Fed a modifié la dynamique de formation des anticipations d'inflation (niveau moyen plus élevé et processus autorégressif plus faible), l'annonce de la BCE n'a pas impacté – jusqu'à présent du moins – cette dynamique. Enfin, la réponse des anticipations d'inflation à des chocs de politique monétaire ou financier n'a pas été influencée par ces annonces, pas plus que la variance conditionnelle des anticipations d'inflation.

Le faible effet des annonces de révisions de la cible d'inflation, notamment en zone euro, pourrait suggérer différents éléments. Tout d'abord, il se peut que les annonces de la BCE aient simplement officialisé un élément qui avait déjà été intégré par les marchés financiers avant l'annonce de révision de la cible d'inflation (Reichlin *et al.*, 2021) ou que les marchés financiers aient anticipé une révision plus large de la cible – en lien avec l'effet négatif sur les anticipations d'inflation le jour de l'annonce. D'autre part, la différence d'effets entre la zone euro et les États-Unis pourrait être liée aux caractéristiques de la réforme. Ainsi, l'annonce d'une cible symétrique produirait moins d'effets que l'annonce d'une cible *en moyenne* (AIT) dans le temps, parce que la seconde introduit des phénomènes de compensation : la banque centrale ne doit pas seulement se soucier des déviations à venir de l'inflation à sa cible mais aussi des déviations passées.

Références

- Adam K., Gautier E., Santoro S. et Weber H., 2021, « The Case for a Positive Euro Area Inflation Target: Evidence from France, Germany and Italy », *Banque de France Working Paper*, n° 825.
- Andrade P., Gali J., Le Bihan H. et Matheron J., 2021, « Should the ECB Adjust its Strategy in the Face of a Lower R*? », *CEPR Discussion Paper*, n° DP16042, avril.
- Coibion O., Gorodnichenko Y., Knotek E. et Schoenle R., 2020, « Average Inflation Targeting and Ho usehold Expectations », *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*, n° 20-26.
- Del Negro M., Giannone D., Giannoni M. P. et Tambalotti A., 2017, « Safety, liquidity, and the natural rate of interest », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2017(1), pp. 235-316.

- 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.
- Hanson S. et Stein J., 2015, « Monetary policy and long-term real rates », *Journal of Financial Economics*, vol. 115 n° 3, pp. 429-448.
- Hartmann P. et Smets F., 2018, « The First 20 Years of the European Central Bank: Monetary Policy », *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 1-146.
- Hofmann B., Lombardi M. J., Mojon B. et Orphanides A., 2021, « Fiscal and monetary policy interactions in a low interest rate world », *BIS Working Paper*, n° 954.
- Hoffmann M., Moench E., Schultefrankenfeld G. et Pavlova L., 2021, « Would Households Understand Average Inflation Targeting? », Available at SSRN: 3936440.
- Hubert P. et Labondance F., 2018, « The effect of ECB forward guidance on the term structure of interest rates », *International Journal of Central Banking*, vol. 14, n° 5, pp. 193-222.
- L'Huillier J.-P. et Schoenle R., 2020, « Raising the Inflation Target: How Much Extra Room Does It Really Give? », *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Papers*, n° 202016.
- Schmitt-Grohe S. et Uribe M., 2010, « The Optimal Rate of Inflation », in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. M. Friedman et M. Woodford, vol. 3, chap. 13, pp. 653-722.
- Swanson E., 2021, « Measuring the effects of Federal Reserve forward guidance and asset purchases on financial markets », *Journal of Monetary Economics*, n° 118, pp. 32-53.