

La désinflation manquante : un phénomène américain uniquement ?*

Paul Hubert[†]
OFCE - Sciences Po

Mathilde Le Moigne[‡]
Princeton University

Février 2018

Résumé

Le comportement de l'inflation aux États-Unis lors de la crise économique de 2008-2009, qui n'a pas suivi les prédictions d'une courbe de Phillips classique, a donné lieu au phénomène de « *missing disinflation* ». Nous évaluons si ce phénomène a également eu lieu en zone euro. Nous utilisons une spécification identique pour estimer des courbes de Phillips au niveau agrégé et dans plusieurs pays. Nous trouvons que l'inflation en zone euro a bien suivi les prédictions d'une courbe de Phillips, dit autrement qu'il n'y a pas eu de phénomène de désinflation manquante, mais qu'il existe de fortes divergences intra-européennes. L'absence de désinflation manquante au niveau agrégé masque en réalité des situations différentes qui se compensent. Les niveaux d'inflation prédits par la courbe de Phillips suggèrent une inflation manquante en Allemagne et France, et à l'inverse une désinflation manquante en Espagne, Italie et Grèce.

JEL : D84, E24, E32, E52, E58.

Mots-clés : Inflation, Courbe de Phillips.

*Les auteurs remercient Christophe Blot, Xavier Ragot ainsi que 2 rapporteurs anonymes pour leurs commentaires avisés.

[†]Auteur correspondant : paul.hubert@sciencespo.fr. OFCE - Sciences Po, 10 place de Catalogne, 75014 Paris, France. Tel : +33 (0)1 44 18 54 27.

[‡]mmoigne@princeton.edu

1 Introduction

L'actualité des dernières années a remis au goût du jour la question de la validité de la courbe de Phillips (1958, [17]) établissant une corrélation positive entre cycles économiques et inflation (voir aussi Gali et al., 2001, [10]). La chute brutale de l'activité économique suite à la crise financière de 2007-2008 aurait dû entraîner une baisse tout aussi forte de l'inflation, voire des spirales déflationnistes dans certains pays. Or, dans les faits, les États-Unis tout comme la plupart des pays européens n'ont pas observé de fort ralentissement de l'inflation depuis 2009. L'inflation mesurée par le *Core Personal Consumption Expenditure Index* (PCE, indice de dépense personnel à la consommation) n'est tombé qu'à un taux annuel de 1.5% après la crise financière, alors même que l'économie américaine connaissait la pire contraction de son activité économique depuis la crise de 1929. Selon les prédictions de la courbe de Phillips, cette baisse de l'activité économique après la crise de 2007-2008 aurait dû entraîner une déflation à partir de 2009 aux États-Unis.

Cette « désinflation manquante » (Stock 2011, [21]) remet en question la pertinence de la relation entre activité économique et inflation. En Europe, l'inflation particulièrement basse depuis 2012 et les craintes récentes d'une déflation pose la question inverse d'une *inflation manquante* dans la zone euro. Dans cet article, nous posons la question de savoir si le phénomène de désinflation manquante est propre au contexte américain, ou s'il peut s'appliquer à la zone euro. En d'autres termes, nous nous demandons s'il existe un écart entre l'inflation prédite par la courbe de Phillips et l'inflation observée en zone euro dans son ensemble et au niveau de quelques pays au coeur de la dynamique européenne.

Sur le modèle de l'article de Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]), nous estimons une courbe de Phillips augmentée des anticipations d'inflation, pour tenter d'identifier les divergences entre l'inflation observée et ce que les déterminants théoriques de l'inflation prédisent.

$$\pi_t = \alpha + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \nu_t \quad (1)$$

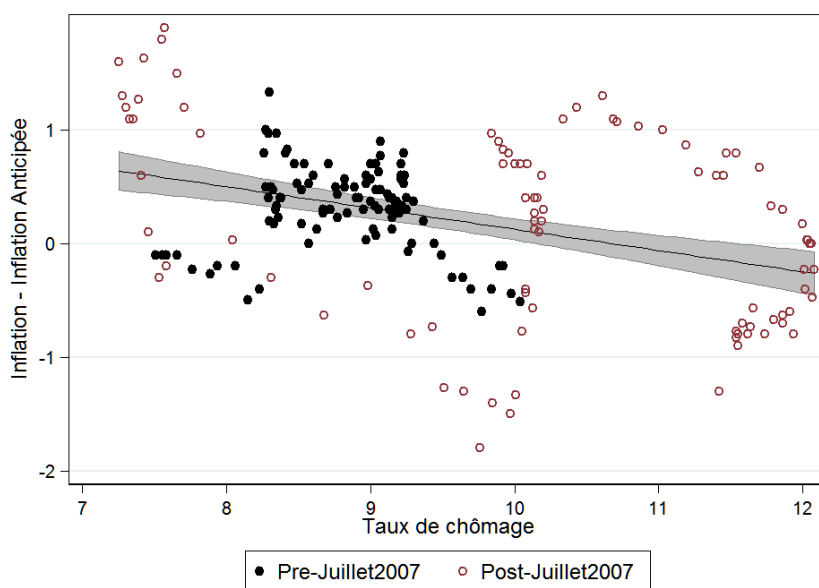
Le niveau de l'inflation courante π_t est expliqué par les anticipations d'inflation des agents économiques $\mathbb{E}_t \pi_{t+1}$, une mesure de l'activité économique x_t , et un résidu. Les modèles macroéconomiques néo-keynésiens ont permis de micro-fonder cette équation à l'aide de rigidités dans la fixation des prix par les entreprises. Un résidu ν_t positif révèle que l'inflation observée est supérieure à celle prédite par la courbe de Phillips : c'est la désinflation manquante. À l'inverse, des résidus négatifs reflètent un manque d'inflation par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips : on parlera alors d'inflation manquante.

Le graphique 1 montre la relation entre l'écart de l'inflation (mesurée par le *Consumer Price Index* - c'est-à-dire l'indice des prix à la consommation) aux anticipations d'inflation (mesurée par le Survey of Professional Forecasters -SPF-européen), et le taux de chômage, sur données agrégées de la zone euro (données mensuelles de 1999m1 à 2014m12). On n'observe pas de déviation notable de l'inflation par rapport à la droite de régression linéaire après 2008, alors que le même graphique sur données américaines met en évidence une série de points

concentrée et très éloignée au-dessus de la droite de régression linéaire pour la période 2007-2014 (Coibion, Gorodnichenko, 2015 [4]).

Nous montrons que l'absence de *missing disinflation* en zone euro, autrement dit la proximité de l'inflation réalisée avec l'inflation prédite par une courbe de Phillips, masque en réalité une large hétérogénéité des comportements d'inflation au sein de la zone euro. En effectuant une analyse désagrégée sur un échantillon de cinq pays (Allemagne, Espagne, France, Grèce, Italie), nous montrons l'existence de périodes de divergence significative de l'inflation prédite à l'inflation réalisée pour ces pays, avec en particulier une large différence de comportement de l'inflation entre les pays du Nord (inflation manquante en Allemagne et France) et les pays du Sud (désinflation manquante en Espagne, Grèce et Italie) de la zone euro. L'absence d'écart de l'inflation à l'inflation prédite au niveau de la zone euro en agrégée masque donc une variété de comportements qui se compensent. Les résultats suggèrent cependant une reconvergence des niveaux d'inflation par rapport au niveau prédit par la courbe de Phillips après la crise de 2007, à l'inverse des conclusions faites sur données américaines. Les résultats présentés sont robustes à l'utilisation de différentes méthodes d'estimation et aux choix des variables.

FIGURE 1 – Corrélation entre chômage et surprises d'inflation



Le reste de l'article se décompose de la manière suivante : la section 2 décrit la littérature récente sur la question de la « désinflation manquante ». La section 3 présente les estimations sur données agrégées européennes et pour cinq pays de la zone euro, ainsi que les tests de robustesse. Nous concluons dans une quatrième partie.

2 La désinflation manquante dans la littérature

La plupart des études empiriques sur la question de la désinflation manquante, ou plus généralement de la pertinence de la courbe de Phillips se sont concentrées sur données américaines. En Europe, les études récentes sur la période 2010-2014 se focalisent sur les différents facteurs responsables des fluctuations de l'inflation (Conti et al. 2015, [7] ou Riggi et Venditti, 2015, [18]). Une revue exhaustive des différentes formulations théoriques de la courbe de Phillips et de leur validité a été récemment établie par Mavroedis, Plagborg-Moller et Stock (2014, [15]).

Trois explications du décalage observé entre inflation réalisée et prédite par la courbe de Phillips émergent. La première explication, la plus explorée dans la littérature, se concentre sur les modifications structurelles de l'économie, responsables d'une décorrélation entre fluctuations de l'activité économique et pressions inflationnistes. Une deuxième explication se concentre sur le choix des variables supposées refléter les cycles économiques et sur un possible biais de variable omise dans la courbe de Phillips. Enfin, une troisième explication concerne la formation des anticipations d'inflation des agents.

2.1 Une variation structurelle de la courbe de Phillips

Les changements structurels de l'économie, tels que la diminution de la part du travail dans la valeur ajoutée -sous l'hypothèse que ce sont les variations des revenus qui se transmettent à l'inflation via une boucle prix-salaires-, la cyclicité des taux de marges -devenus contra-cycliques dans une période de forte incertitude (Gilchrist et al. 2015, [12])- , et le ralentissement de la fréquence de modification des prix (Nakamura et Steinsson 2008, [16] ; Klenow et Krystov 2008, [13]) seraient responsables de l'aplatissement de la courbe de Phillips au cours des années 1990-2000 (FMI 2013, [20]). L'inflation serait structurellement moins volatile, et moins sensible aux cycles économiques. Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]) trouvent peu de preuves empiriques prouvant que ces changements structurels soient effectivement la cause de l'aplatissement de la courbe de Phillips. Une autre source possible de changement est la tendance à la baisse de l'inflation depuis les années 1970 (Stock, Watson 2008, [22]) et l'influence de la mondialisation sur le comportement des prix (Ball 2006, [2] ; Gaiotti 2010, [9]). Les estimations réalisées ne permettent pas d'affirmer que cette tendance puisse expliquer plus de 10% de la diminution de κ (Coibion, Gorodnichenko et Wieland 2012, [6] ; Coibion et Gorodnichenko 2011, [4]). Quelle que soit l'explication avancée, un changement de la pente de la courbe de Phillips ne suffit pas à rendre compte de la désinflation manquante observée après 2009 aux États-Unis (Coibion, Gorodnichenko 2015, [5]).

2.2 La mesure des pressions inflationnistes

La courbe de Phillips suggère qu'une diminution du coût marginal des entreprises, ou un ralentissement de l'activité économique, pousserait l'inflation à la baisse. La mesure des pressions inflationnistes est à l'origine de nombreux

débats sur l'efficacité de la courbe de Phillips à prédire les variations d'inflation.

La mesure la plus courante de l'activité économique dans les estimations de la courbe de Phillips est le taux de chômage. Deux explications sont avancées pour expliquer la désinflation manquante aux États-Unis à travers le prisme du chômage : d'une part, le taux de chômage naturel a pu varier au cours du temps, avant et après la crise, ce qui entraînerait une mauvaise mesure de l'écart entre les taux de chômage courant et structurel (FMI 2013, [20]); d'autre part, le taux de chômage ne serait pas la mesure la plus pertinente pour expliquer les pressions inflationnistes, et le chômage de court-terme (26 semaines ou moins) serait une variable plus appropriée (Ball et Mazumder 2014, [3]). Un autre facteur pourrait jouer *via* la marge intensive du marché du travail : la variation des heures travaillées après 2009 a été particulièrement importante aux États-Unis et dans certains pays européens (Allemagne) et pourrait justifier un maintien des marges des entreprises et donc des prix. D'autres mécanismes pourraient expliquer la désinflation manquante à travers un comportement inhabituel de l'inflation des salaires. La relativement faible hausse du chômage de court-terme aux États-Unis pourrait expliquer l'absence d'un ralentissement de l'inflation des salaires après 2009 (Aaronson et al. 2010, [1]; FMI 2013, [20]). Une autre source possible de « désinflation salariale manquante » serait l'existence de rigidités à la baisse des salaires (Daly et al. 2012, [8]) ou de désindexation des prix et des salaires.

2.3 La formation des anticipations

Un consensus émerge dans les études empiriques récentes : la spécification avec anticipations adaptatives est moins valable depuis le milieu des années 1990 au moins (FMI 2013, [20]; Ball, Mazumder 2014, [3]; Coibion, Gorodnichenko 2015, [5]), et des anticipations prospectives, avec information parfaite ou imparfaite, apparaissent plus pertinentes (Coibion, Gorodnichenko, 2015, [5]; Koop, Onorante, 2012, [14]). La stabilité de l'inflation à partir du milieu des années 1990 semble avoir ancré les anticipations autour de la cible annoncée par la majorité des banques centrales autour de 2% pourrait être un bon candidat pour expliquer l'absence relative de désinflation après 2009. Les agents anticipant un maintien de l'inflation à 2%, le niveau des prix s'est maintenu et on n'a pas observé de spirale déflationniste. Sur données européennes, Conti et al. (2015, [7]) soulignent l'impact de l'introduction des politiques monétaires non-conventionnelles à partir de 2012 sur les anticipations d'inflation. Ils soulignent également l'impact de la crise des dettes souveraines sur les anticipations des pays de la périphérie de la zone euro : selon les auteurs, les pays les plus touchés par les tensions sur les dettes souveraines sont également ceux pour lesquels les changements de politique monétaire influencent le plus radicalement les mouvements de l'inflation.

Pour Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]), les estimations courantes de la courbe de Phillips sont biaisées car elles ne prennent pas en compte les anticipations d'inflation des entreprises - en raison essentiellement de l'absence de données. L'hypothèse avancée - même si elle fait débat (Mavrœidis et al. 2014, [15]) - est que les entreprises forment leurs anticipations à la manière des

ménages, plus qu'à la manière des *Survey of Professional Forecasters* (SPF). Cette explication justifierait des anticipations d'inflation au cours de la période 2009-2011 beaucoup plus élevées que celles des prévisionnistes professionnels. En effet, les anticipations des ménages (et a priori des petites et moyennes entreprises) sont influencées par l'inflation passée et les évolutions des prix des biens de premières nécessité et/ou du prix de l'énergie. La période 2009-2011 est marquée par une augmentation de ces prix les plus visibles, entraînant à la hausse leurs anticipations d'inflation. En incluant les évolutions du prix du pétrole et en considérant des anticipations prospectives et non pas adaptatives, Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]) parviennent à rendre compte du maintien du niveau de l'inflation aux États-Unis après la crise. Conti et al. (2015, [7]) effectuent le même constat sur données européennes : les variations du prix du pétrole voient leur rôle dans les fluctuations d'inflation s'accroître après la crise de 2009. Ils soulignent notamment l'importance des chocs de 2012 (à la hausse) et de 2013-2014 (à la baisse), bien qu'on ne puisse pas parler de biais de variable omise sur la période 2013-2014, dans la mesure où la baisse de l'inflation s'observe aussi pour l'inflation sous-jacente.

3 Une désinflation manquante européenne ?

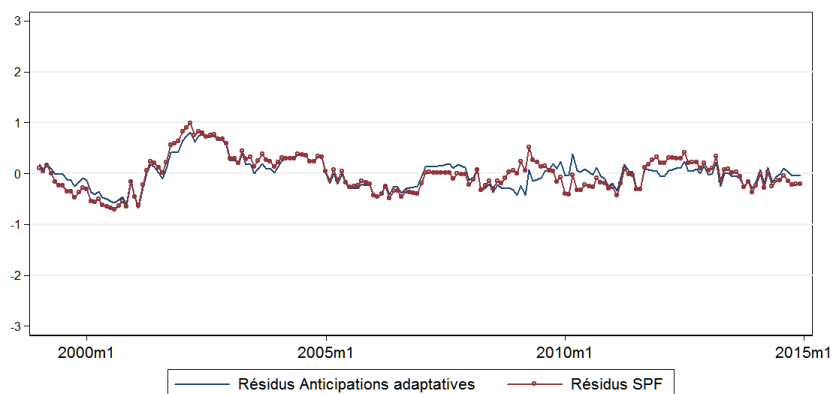
Le phénomène de désinflation manquante est-il propre au contexte américain, ou particulier à la crise financière et économique des années 2007-2009 ? Doit-on parler d'un phénomène structurel ou d'un résultat de la conjoncture ? C'est la question que nous analysons pour la zone euro dans son ensemble. Nous estimons différentes formulations de l'équation de Phillips (1) sur données agrégées pour l'ensemble de la zone euro sur la période 1999-2014. Nous procéderons ensuite à une analyse puis sur données individuelles pour cinq pays : l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie et la Grèce.

- L'inflation est mesurée, en fréquence mensuelle, par le taux de variation annuel du Core CPI (indice des prix à la consommation corrigé de l'énergie et de l'alimentation).
- Les anticipations d'inflation adaptatives sont calculées comme une moyenne pondérée des niveaux d'inflation des 12 périodes précédentes (1 an, comme dans la spécification de Coibion et Gorodnichenko, ou Ball et Mazumder) en fréquence mensuelle. Sur données agrégées, on considère également des anticipations prospectives (forward-looking), en utilisant les données du SPF, à l'horizon 1 an, disponible en fréquence trimestrielle puis interpolé linéairement en fréquence mensuelle.
- Les variations de l'activité économique sont approximées par le taux de chômage disponible en fréquence mensuelle.

L'équation (1) est estimée à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO ou MCO en anglais) sur le modèle des estimations de Coibion et Gorodnichenko (2015, [4]). Nous prêtons plus particulièrement attention à deux caractéristiques des résidus ν_t : leur signe et leur amplitude.

Nous tentons en premier lieu de mettre en évidence l'existence d'un changement du comportement de l'inflation aux alentours de la crise financière de 2007 pour la zone euro dans son ensemble. Comme nous pouvons l'observer sur le graphique 1, les données ne semblent pas valider cette hypothèse. Pour évaluer la déviation potentielle de l'inflation européenne par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips sur la période 1999-2014, nous présentons les résidus de l'estimation basée sur l'équation (1). Nous estimons ici deux spécifications avec soit des anticipations d'inflation adaptatives, basées sur les 12 périodes précédentes, soit des anticipations prospectives (forward-looking), avec le SPF à l'horizon 1 an (tableau 2).

FIGURE 2 – Résidus de la courbe de Phillips - Zone euro



Il apparaît sur le graphique 2 que les résidus de la courbe de Phillips sont quasi constants et faibles (comparés aux résultats de Coibion et Gorodnichenko et aux résidus des estimations individuelles, figure 4) sur la période 2009-2015. On n'observe pas de désinflation manquante en zone euro après 2009. On observe en revanche une tendance des résidus à s'écarter de zéro de façon persistante entre 1999 et 2003.

On observe aussi que la différence d'évolution des résidus entre les estimations avec anticipations adaptatives (trait bleu) et prospectives (trait rouge avec marqueur) est minime. Les R^2 semblent néanmoins indiquer que le modèle avec anticipation adaptatives (0.56) possède un plus grand pouvoir explicatif que celui avec anticipations prospectives (0.39). Ces estimations semblent valider l'argument selon lequel les anticipations d'inflation en Europe sont stables et ancrées, soit parce que les anticipations adaptatives sont formées sur des niveaux d'inflation passée autour de 2% sur l'échantillon considéré, soit parce que les anticipations prospectives s'ancrent sur la cible de 2% de la BCE.

TABLE 1 – Courbe de Phillips - Zone euro

	(1)	(2)
	ea_core	ea_core
exp12	0.34*** [0.03]	
spfly		0.56*** [0.12]
chomage	-0.13*** [0.02]	-0.12*** [0.02]
constante	2.08*** [0.19]	1.69*** [0.39]
N	192	192
R^2	0.56	0.39

Erreurs standards entre parentheses.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Régression MCO, anticipations adaptatives sur 1 an.

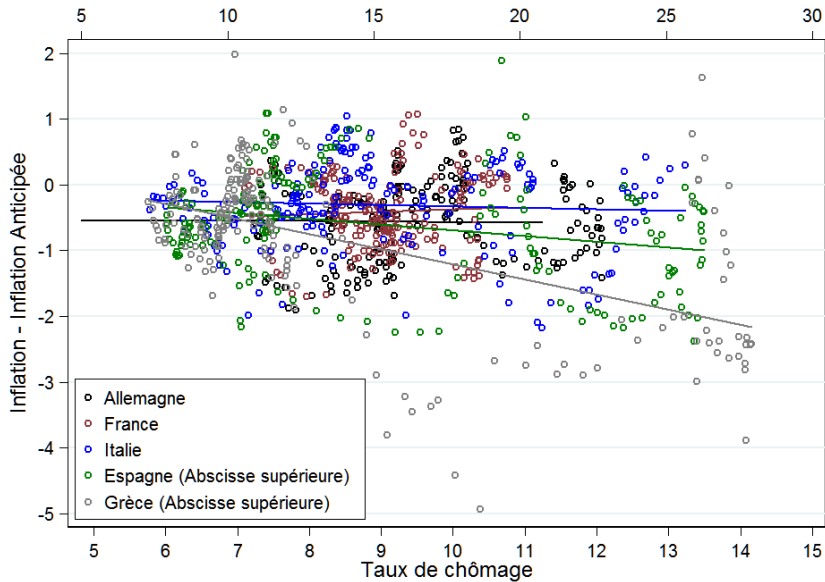
Anticipations prospectives SPF à l'horizon d'1 an.

Il est possible cependant que l'absence de désinflation manquante sur l'ensemble de la zone euro soit le résultat d'un biais d'agrégation : l'inflation mesurée au niveau de la zone euro agrégée masquerait des comportements divergents d'inflation des pays de la zone, qui se compenseraient en agrégé. Nous estimons donc dans un second temps une courbe de Phillips pour l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie individuellement.

4 Une analyse de la désinflation manquante par pays

Nous estimons la même courbe de Phillips à un niveau désagrégée sur 5 pays européens présentant des contextes macroéconomiques divergents après 2009 : l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie. Selon Gali et al. (2005, [11]), Rumler (2007, [19]) ou Conti et al. (2015, [7]), l'analyse en coupe transversale des déterminants de l'inflation sur données européennes révèle une forte hétérogénéité des réponses de l'inflation aux chocs structurels et à la politique monétaire entre les pays du cœur de la zone euro et ceux de la périphérie. Le graphique 3 suggère l'existence d'un potentiel biais d'agrégation avec les données zone euro, les pentes des droites de régression des 5 pays considérés étant différentes.

FIGURE 3 – Corrélation entre taux de chômage et surprises d’inflation, par pays



4.1 Résidus simples

Nous estimons l’équation (1) sur données nationales afin de comparer les dynamiques d’inflation prédite par la courbe de Phillips et d’inflation réalisée dans chaque pays. L’inflation est mesurée par le taux de croissance de l’indice des prix à la consommation sous-jacent (*Core CPI*), excluant donc les variations du prix de l’énergie.¹ Nous continuons d’utiliser le taux de chômage comme variable d’activité économique, et des anticipations adaptatives sur les douze périodes précédentes pour les anticipations d’inflation. Ce choix est justifié par l’absence de différence claire entre les anticipations adaptatives et prospectives dans la section précédente, et par l’absence d’anticipations prospectives au niveau national².

Les R^2 des régressions présentées dans le tableau 2 nous indiquent que la courbe de Phillips n’a pas le même pouvoir explicatif pour les différents pays. En effet, le R^2 de l’Allemagne est faible (0.23) relativement à celui de l’Espagne ou de la Grèce (respectivement 0.69 et 0.86). Le coefficient associé à l’activité réelle est assez faible en Allemagne, Italie et Espagne, alors qu’il est plus élevé en France et Grèce, suggérant que le lien entre activité économique et inflation

1. Malgré différents changements de TVA dans certains pays considérés, les séries de taux d’inflation ne montrent pas de sauts à ces dates, ces variations pouvant avoir été atténuées par les comportements de fixation des prix des entreprises.

2. Il n’existe pas de données SPF nationales. *Consensus Forecasts* collecte des anticipations d’inflation mais pour des années calendaires, et non pour des horizons fixes. Les anticipations d’inflation peuvent aussi être mesurées sur les marchés financiers -via les *Break Even Inflation Rates* ou *Inflation Swaps*- mais ces données sont biaisées par les primes de risque et liquidités, et ces données ne sont pas disponibles pour tous les pays considérés sur des échantillons satisfaisants.

y est plus fort. Nous testons la robustesse de ce coefficient avec différentes variables mesurant l'activité économique dans la dernière section.

TABLE 2 – Courbe de Phillips par pays

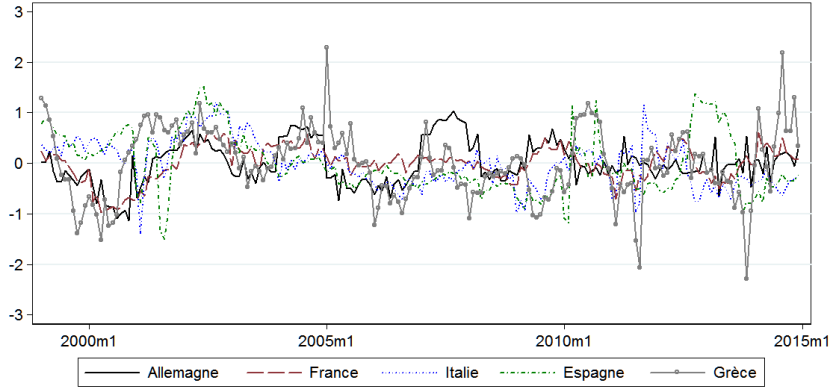
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	it_core	es_core	gr_core
exp12	0.32*** [0.05]	0.28*** [0.04]	0.33*** [0.05]	0.41*** [0.05]	0.34*** [0.05]
chomage	-0.04** [0.02]	-0.26*** [0.03]	-0.08*** [0.02]	-0.09*** [0.01]	-0.20*** [0.01]
constante	0.82*** [0.17]	3.19*** [0.35]	1.93*** [0.22]	2.37*** [0.24]	3.77*** [0.27]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.23	0.53	0.32	0.69	0.86

Erreurs standards entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Régression MCO, anticipations adaptatives sur 1 an

Le graphique 4 montre les résidus extraits de cette estimation. On note une forte hétérogénéité dans l'évolution des résidus dans les 5 pays. Ceux-ci sont assez faibles pour la France et l'Allemagne après 2009, alors que leurs variations semblent plus larges pour l'Italie, la Grèce et l'Espagne. Avant 2009, les résidus de tous les pays s'éloignent de façon assez persistante de zéro. L'absence de déviation des résidus par rapport à 0 sur données agrégés est cohérente avec le fait que les « grands » pays européens (Allemagne et France) ne connaissent clairement pas de désinflation (ou d'inflation) manquante sur la période 2009-2015. Conti et al. (2015, [7]) soulignent la volatilité plus forte de l'inflation dans les pays plus fortement touchés par la crise des dettes souveraines après 2012, que nous retrouvons dans une certaine mesure ici. Le comportement de l'Italie, la Grèce et de l'Espagne est à cet égard significatif. D'après ces auteurs, les déviations particulièrement marquées des résidus pour l'Espagne et la Grèce à la fin de notre échantillon résulteraient de la plus grande sensibilité des pays de la périphérie aux chocs de politique monétaire. Ce graphique suggère donc que l'absence de désinflation manquante sur données zone euro pourrait relever avant tout de l'hétérogénéité des comportements d'inflation nationaux : il n'existe pas de tendance commune de l'inflation au niveau de la zone euro.

FIGURE 4 – Résidus de la courbe de Phillips par pays



4.2 Une exploration de résidus cumulés

Le graphique 4 présente une image instantanée des déviations de l’inflation par rapport à la courbe de Phillips, à la date t . Une autre approche, qui nous paraît plus pertinente pour notre analyse, est d’observer la dynamique cumulée de la déviation de l’inflation à sa valeur prédite au cours de la période 1999-2015. Nous regardons donc le comportement des résidus cumulés de nos estimations de la courbe de Phillips sur données nationales. Ces résidus cumulés nous indiquent plus précisément dans quelle mesure les niveaux d’inflation observés ont davantage dévié *positivement* par rapport à la courbe de Phillips (cas de la désinflation manquante) ou *négativement* (cas de l’inflation manquante). Nous utilisons cinq méthodes de calcul des résidus cumulés obtenus par l’estimation de l’équation (1) pays par pays.

Résidus cumulés simples - « Sum »

La première des méthodes employées consiste simplement à sommer les résidus au cours de l’échantillon :

$$\sum_{t=0}^N \nu_t \quad (2)$$

Cette méthode permet de mesurer de manière simple dans quelle mesure l’inflation d’un pays est restée durablement trop « forte » ou trop « faible » par rapport aux prédictions de l’équation (1) sur l’ensemble de la période 1999-2015. Un inconvénient de cette méthode est que la somme des résidus est égale à zéro par construction. On observe donc une convergence purement statistique des comportements d’inflation nationaux vers la fin de l’échantillon.

Résidus cumulés sur fenêtre glissante - « RollingWindow »

Nous procédons dans un second temps à l’analyse des mêmes résidus cumulés sur fenêtre glissante de 2 ans (24 observations), en commençant donc en janvier 2001.

$$\sum_{k=0}^{24} \nu_{t-k} \quad (3)$$

Cette méthode nous permet comme précédemment d'observer l'évolution des fluctuations de l'inflation vis-à-vis de l'inflation prédite, sans le biais de construction qui force la somme des résidus à être égale à 0 à la fin de l'échantillon. Cette méthode nous permet également de mettre en avant l'évolution d'éventuelles périodes d'inflation ou de désinflation manquante.

Résidus cumulés par changement de signe - « Integral »

Afin de mettre en évidence plus encore la dynamique de l'évolution de l'inflation, nous utilisons une troisième méthode de calcul des résidus cumulés dans laquelle nous sommions les résidus jusqu'à observer un changement de signe :

$$\sum_{t=0}^N \nu_t \mathbb{1}_{\nu_{t-1} \times \nu_t > 0} \quad (4)$$

Avec cette méthode, nous pouvons observer plus distinctement les périodes pendant lesquelles l'inflation d'un pays a dévié *positivement* (respectivement *négativement*) des prédictions de la courbe de Phillips. Nous pouvons ainsi identifier de manière visuelle s'il y a eu des périodes de désinflation manquante (respectivement d'inflation manquante) pour chaque pays sur la période 1999-2015.

Résidus cumulés sur deux sous-échantillons - « SubSamples »

Les deux méthodes que nous présentons ensuite permettent d'évaluer si un changement de la dynamique de l'inflation a eu lieu avec la crise dans chaque pays considéré. L'hypothèse selon laquelle la dynamique de l'inflation aurait évolué au cours de cette période est cruciale pour l'estimation des résidus. Nous testons cette hypothèse sur deux sous-échantillons : de 1999m1 à 2007m10 et de 2007m11 à 2014m12 (tableau 4 en Annexe).

$$\sum_{t=0}^{102} \nu_t \quad \text{et} \quad \sum_{t=103}^N \nu_t \quad (5)$$

Le choix de diviser l'échantillon en octobre 2007 répond à une logique similaire à celle de Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]) : nous évaluons dans quelle mesure la crise économique et financière de 2008-2010 aurait pu modifier la relation entre pressions inflationnistes et fluctuations de l'activité économique. Ainsi, la courbe de Phillips telle qu'estimée par l'équation (1) perd de son pouvoir explicatif lorsque l'on considère l'échantillon 1999m1-2007m10. Les R^2 sont inférieurs à ceux estimés sur l'ensemble de la période (tableau 2) à l'exception notable de la France, pour laquelle le R^2 est plus élevé sur le premier échantillon que sur le deuxième. On remarque que sur le second échantillon, le pouvoir explicatif augmente : les R^2 sont supérieurs à ceux du tableau (2) pour tous les pays à l'exception de l'Italie. Le coefficient κ représentant la sensibilité de l'inflation à l'activité économique est significatif au seuil de 1% pour tous les pays. Il semble donc que les comportements d'inflation aient évolué au cours de la période 1999-2014, et aient été mieux décrit par une courbe de Phillips après la crise économique.

Résidus cumulés avec variable d'interaction - « Interaction »

Dans un dernier temps, nous estimons les résidus d'une équation augmentée

d'une variable d'interaction entre la variable d'activité économique et une variable indicatrice capturant un éventuel changement structurel lié à la crise (tableau 5 en Annexe) :

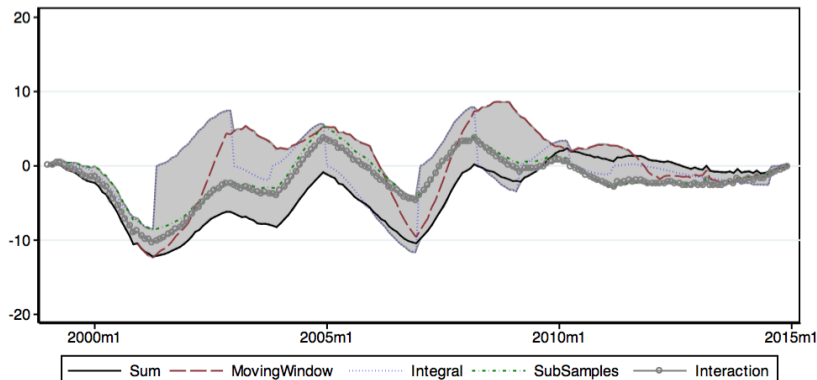
$$\pi_t = \alpha + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \delta \mathbf{1}_{crisis} + \kappa_1 x_t + \kappa_2 x_t \times \mathbf{1}_{crisis} + \nu_t \quad (6)$$

où l'indicatrice $\mathbf{1}_{crisis}$ sépare l'échantillon en deux périodes : elle vaut 0 pour la période 1999m1-2007m10 et 1 pour la période 2007m11 - 2014m12. Le coefficient κ_1 représente la pente de la courbe de Phillips classique avant la crise financière, tandis qu'elle vaut ensuite $\kappa_1 + \kappa_2$. La différence entre cette méthode et celle sur deux sous-échantillons est la suivante : dans la première, on étudie la courbe de Phillips sur deux périodes que l'on estime indépendamment, permettant ainsi à tous les paramètres de varier. La question posée est de savoir si les mêmes dynamiques d'inflation s'observent bien sur les deux sous-échantillons. Dans la méthode avec variable d'interaction (eq. 6), nous autorisons seulement le coefficient κ à varier.

Les R^2 nous révèlent un meilleur pouvoir explicatif de cette spécification par rapport à la courbe de Phillips simple (tab. 2), en particulier pour l'Allemagne, la France et l'Italie. On constate que les coefficients de la variable d'interaction (l'effet marginal) sont significatifs au seuil de 1% pour tous les pays, à l'exception de la Grèce. En accord avec nos conclusions précédentes, la sensibilité de l'inflation à l'activité économique est significativement plus forte après la crise, et les coefficients vont dans le sens d'une pente plus négative après la crise, à l'exception de l'Allemagne. L'hétérogénéité des coefficients soulignent là aussi la divergence Nord-Sud entre la France et l'Allemagne dont le coefficient d'interaction est positif, et l'Espagne et l'Italie, dont les coefficients sont négatifs.

Les graphiques des 5 types de résidus cumulés de l'estimation de la courbe de Phillips au cours de la période 1999-2015 sont présentés par pays, et nous tentons d'identifier les périodes de déviations de l'inflation observée par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips³.

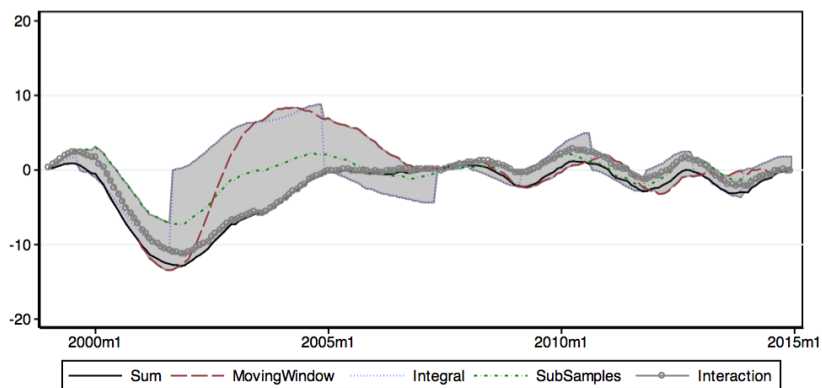
FIGURE 5 – Résidus cumulés - Allemagne



3. Rappelons que nous parlons ici d'inflation ou de désinflation manquant relativement aux prédictions de la courbe de Phillips, et non pas d'absence d'inflation ou de désinflation dans l'absolu.

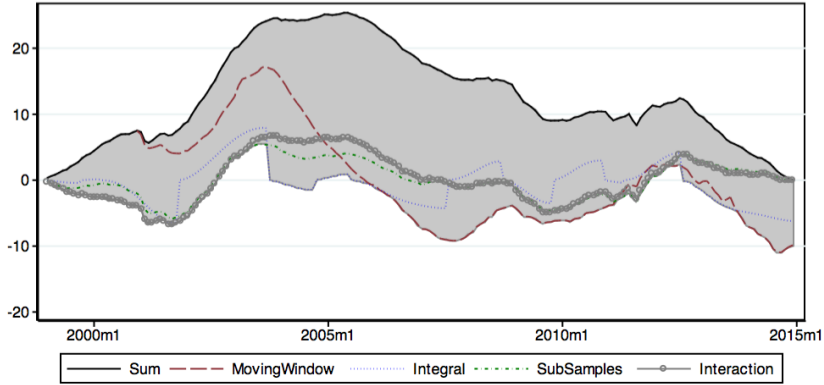
Le comportement de l'inflation en Allemagne semble avoir dévié des prédictions d'une courbe de Phillips au moins à deux reprises sur la période 1999-2009. On observe au début des années 2000 et lors de la crise financière de 2007 des déviations négatives des résidus, quelques soient les méthodes, indiquant donc des périodes d'inflation manquante. Après 2010, toutes les méthodologies utilisées pour analyser les résidus indiquent que les fluctuations d'inflation se rapprochent significativement des fluctuations prédites par une courbe de Phillips. On note néanmoins une nouvelle déviation, faible mais commune à toutes les méthodes, négative des résidus sur la fin de l'échantillon. Il semble donc que le comportement de l'inflation en Allemagne soit caractérisée par une inflation manquante sur la période.

FIGURE 6 – Résidus cumulés - France



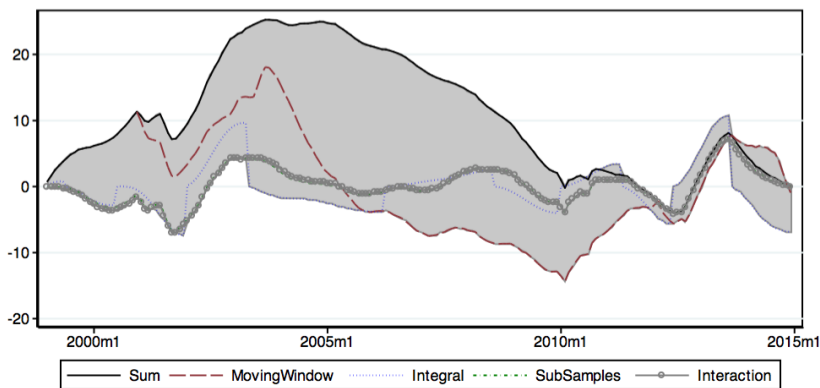
Le comportement de l'inflation en France semble relativement en ligne avec les prédictions de la courbe de Phillips, et ce de façon marquée depuis 2006. Avant cette date, la France a connu une période d'inflation manquante relativement importante et clairement identifiable aux alentours des années 2000-2002.

FIGURE 7 – Résidus cumulés - Italie



La dynamique de l'inflation en l'Italie entre 1999 et 2015 est plus difficile à interpréter au vu des divergences entre les différentes méthodes de cumul. La courbe des résidus cumulés sur l'ensemble de la période suggère que l'inflation italienne a été en moyenne plus élevée que ce que prédit la courbe de Phillips sur la même période. Néanmoins, si l'on considère toutes les méthodes ensemble, la conclusion est plus nuancée. On distingue deux épisodes de désinflation manquante : en 2002-2006 - et qui pourrait même s'étendre jusqu'à la crise selon la méthode de cumul considérée -, et une phase beaucoup plus courte après 2012. Note conclusion est que l'Italie a été marquée par des phases de désinflation manquante jusqu'à 2012, date après laquelle la tendance semble rejoindre celle des autres pays européens.

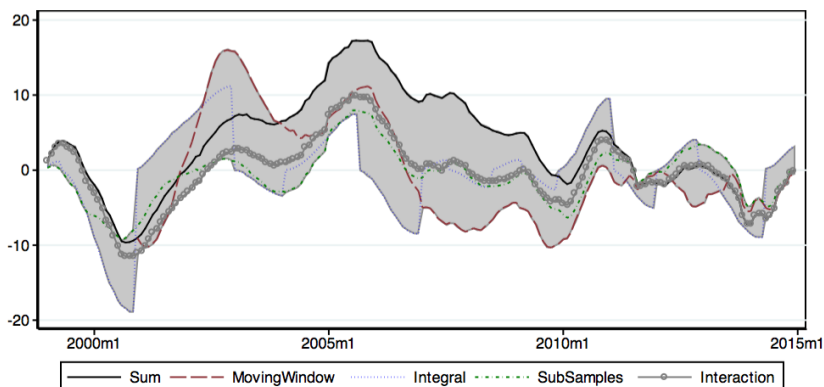
FIGURE 8 – Résidus cumulés - Espagne



Un constat similaire peut-être fait à propos de l'Espagne : la courbe des résidus cumulés sur l'ensemble de la période semble indiquer une tendance générale

à une désinflation manquante entre 1999 et 2010, mais la divergence des résultats obtenus avec les différentes méthodes d'analyse appelle à la prudence. On note de façon assez sûre une période de désinflation manquante vers 2002-2006 comme en Italie, puis à nouveau en 2013-2014.

FIGURE 9 – Résidus cumulés - Grèce



Enfin, le graphique des résidus cumulés en Grèce souligne la volatilité de l'inflation observée par rapport aux prédictions d'une courbe de Phillips. On n'observe pas de tendance claire des résidus. On peut néanmoins identifier une période claire d'inflation manquante au tout début de l'échantillon (2000-2002), et une tendance à une désinflation manquante autour de la période 2003-2007. Comme pour le reste des pays, la crise financière de 2007 semble marquer le début d'une reconvergence des résidus de l'inflation prédite vers 0.

Pour chaque pays, l'ensemble des méthodes d'analyse des résidus cumulés semblent indiquer l'existence d'une période de reconvergence des fluctuations de l'inflation vers les prédictions de la courbe de Phillips après 2007. On observe ainsi que les résidus cumulés sont dans l'ensemble plus faibles après 2007. Les courbes basées sur un changement de la pente de la courbe de Phillips (« SubSamples » et « Interaction ») renforcent ce résultat. Contrairement aux conclusions de Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]), nous ne trouvons pas de preuves empiriques fortes d'une désinflation manquante autour de la crise financière de 2007. Il apparaît néanmoins très clairement qu'avant cette date, l'inflation observée de ces pays dévie régulièrement et parfois fortement des prédictions d'une courbe de Phillips.

Un autre constat essentiel est que les périodes de déviation de l'inflation réalisée par rapport à l'inflation prédite ne coïncident pas d'un pays européens à un autre. En écho avec ce que nous observions dans le tableau (2), les coefficients eux-mêmes diffèrent significativement d'un pays à l'autre, et la variation de la pente de la courbe de Phillips d'un sous-échantillon à l'autre est relativement hétérogène. L'Allemagne s'isole nettement du reste du groupe avec une

penne qui devient positive dans le second sous-échantillon, alors qu'elle reste ou devient négative pour tous les autres pays. La magnitude du changement de pente est particulièrement importante pour l'Espagne et l'Italie, relativement moins pour la France et la Grèce. La différence Nord-Sud est particulièrement visible au vu des coefficients de la France et de l'Allemagne qui ne sont pas significatifs sur le premier sous-échantillon. Cela illustre également la tendance à la reconvergence des comportements d'inflation après la crise. Cela révèle une forte hétérogénéité des comportements d'inflation relatifs aux contextes nationaux, et explique l'absence de tendance commune de l'inflation au niveau zone euro agrégé. Une des raisons à l'absence d'inflation ou désinflation manquante en zone euro semble donc être à chercher du côté des comportements différents d'inflation au niveau des pays.

4.3 Tests de robustesse

Nous testons la robustesse de nos résultats à une méthode d'estimation, des spécifications et des données alternatives. Ces tests sont présentés en Annexe. Pour corriger de l'endogénéité potentielle, nous estimons la courbe de Phillips à l'aide d'un GMM, en utilisant deux lags des variables d'anticipations adaptatives et de taux de chômage comme instruments. Dans un second temps, nous corrigeons les erreurs standard d'une éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Pour s'assurer de la pertinence de l'utilisation des anticipations d'inflation, nous testons dans un troisième temps notre modèle en contraignant le coefficient β (eq. 1) à 1 : de cette manière, la courbe de Phillips décrit directement la relation entre les surprises d'inflation et les cycles de l'activité réelle. Nous estimons ensuite la courbe de Phillips avec d'autres variables susceptibles de mesurer les pressions inflationnistes (variable x_t dans l'équation 1) :

- l'indice de la production industrielle
- les heures travaillées
- un indice de compensation salariales
- les coûts salariaux unitaires

Nous testons également l'hypothèse la plus couramment mise en avant par la littérature pour expliquer la désinflation manquante aux États-Unis en 2009-2010 : le biais de variable omise, et en particulier l'absence du prix du pétrole dans la courbe de Phillips. Nous incluons donc dans l'équation (1) le logarithme du prix du pétrole. En effet, si l'indice des prix à la consommation sous-jacent exclut automatiquement les effets directs des variations des prix de l'énergie, il ne corrige pas des effets indirects sur les coûts de production. Enfin, nous vérifions que la pertinence de la courbe de Phillips à décrire les comportements d'inflation n'est pas améliorée en prenant en compte un décalage dans la transmission des tensions dans l'économie réelle aux variables nominales. Nous vérifions donc que les variations de l'inflation courante ne sont pas mieux expliquées par le taux de chômage des périodes précédentes. Nous estimons pour cela l'équation de la courbe de Phillips (1) avec des retards de 3, 6 et 12 mois du taux de chômage.

Les tests contrôlant les problèmes d'endogénéité (tab. 6) et d'hétéroscédasticité (tab. 7) montrent que nos résultats sont robustes dans la mesure où ni la valeur ni la significativité des coefficients, ni la valeur des R^2 ne sont sensi-

blement modifiés. Le pouvoir explicatif d'une régression incluant les variations du prix du pétrole (tab. 12) est légèrement meilleur que dans le cas d'une régression classique, mais les résultats confirment la divergence Nord/Sud établie précédemment, avec des coefficients significatifs au seuil de 1% pour l'Espagne, la Grèce et l'Italie seulement (ils sont nuls et non significatifs pour la France et l'Allemagne). Lorsque l'on impose au modèle de représenter les réponses des surprises d'inflation à l'activité réelle (tab. 8), les résultats sont qualitativement similaires (les coefficients ne sont plus significatifs mais les résidus sont globalement identiques aux résultats précédents). Lorsque l'on modifie la variable représentant l'activité réelle (tab. 9, 10 et 11), les R^2 ainsi que les coefficients restent dans les mêmes ordres de grandeur. Ces courbes de Phillips alternatives produisent des résidus similaires, ce qui suggère que nos résultats sont robustes.

5 Conclusion

Nous testons dans cet article dans quelle mesure la courbe de Phillips permet de lier les évolutions de l'inflation et de l'activité réelle en Europe et plus particulièrement après 2009. En écho à la littérature pour les États-Unis, nous évaluons si le phénomène de « désinflation manquante » est également observable en zone euro. Il apparaît que le scénario d'une désinflation manquante après la crise financière de 2007-2009 ne s'applique pas dans le contexte européen. Ce phénomène n'est pas apparent sur données agrégées, où il semble n'y avoir aucun écart entre l'inflation observée et l'inflation prédite par la courbe de Phillips.

Nos résultats montrent que cette apparente absence de déviation à la courbe de Phillips masque en réalité une forte hétérogénéité des comportements d'inflation au sein de la zone euro qui semblent se compenser au niveau agrégé, et particulièrement marquée avant la crise de 2007. Chaque pays étudié présente de claires périodes d'inflation ou de désinflation manquante avant 2007, qui peut être résumée par une divergence Nord/Sud. En moyenne, les pays du Nord présentent des résidus faibles mais négatifs, indiquant une légère *inflation manquante*, tandis que les pays du Sud ont des résidus plus importants et plus souvent positifs, indiquant une *désinflation manquante*. Au vu des évolutions de la pente de la courbe de Phillips pays par pays, il apparaît néanmoins que contrairement aux États-Unis, la crise financière marque le début d'un ré-alignement des comportements d'inflation en zone euro vers une courbe de Phillips commune.

Références

- [1] AARONSON, D., MAZUMDER, B., AND SCHECHTER, S. What is behind the rise in long-term unemployment ? Economic Perspectives Q II, Federal Reserve Bank of Chicago, 2010.

- [2] BALL, L. M. Has globalization changed inflation? Working Paper 12687, National Bureau of Economic Research, 2006.
- [3] BALL, L. M., AND MAZUMDER, S. Inflation dynamics and the great recession. *Brookings Papers on Economic Activity* 42, 1 (2011), 337–405.
- [4] COIBION, O., AND GORODNICHENKO, Y. Monetary policy, trend inflation, and the great moderation : An alternative interpretation. *American Economic Review* 101, 1 (2011), 341–370.
- [5] COIBION, O., AND GORODNICHENKO, Y. Is the phillips curve alive and well after all? inflation expectations and the missing disinflation. *American Economics Journal : Macroeconomics* 7, 1 (January 2015), 197–232.
- [6] COIBION, O., GORODNICHENKO, Y., AND WIELAND, J. The optimal inflation rate in new keynesian models : Should central banks raise their inflation targets in light of the zero lower bound? *Review of Economic Studies* 79, 4 (2012), 1371–1407.
- [7] CONTI, A. M., NERI, S., AND NOBILI, A. Why is inflation so low in the euro area? Temi di Discussione (Working Papers) 1019, Banca d’Italia Eurosystem, July 2015.
- [8] DALY, M. C., HOBJN, B., SAHIN, A., AND VALLETTA, R. G. A search and matching approach to labor markets : Did the natural rate of unemployment rise? *Journal of Economic Perspectives* 26, 3 (2012), 3–26.
- [9] GAIOTTI, E. Has globalization changed the phillips curve? firm-level evidence on the effect of activity on prices. *International Journal of Central Banking* 6, 1 (2010), 51–84.
- [10] GALI, J., GERTLER, M., AND LOPEZ-SALIDO, D. European inflation dynamics. *European Economic Review* 45, 7 (2001), 1237–70.
- [11] GALI, J., GERTLER, M., AND LOPEZ-SALIDO, D. Robustness of the estimates of the hybrid new keynesian phillips curve. *Journal of Monetary Economics* 52, 6 (2005), 1107–1118.
- [12] GILCHRIST, S., SCHOENLE, R., SIM, J., AND ZAKRAJSEK, E. Inflation dynamics during the financial crisis. March 2015.
- [13] KLENOW, P. J., AND KRYVTSOV, O. State-dependent or time-dependent pricing : Does it matter for recent u.s. inflation? *Quarterly Journal of Economics* 123, 3 (2008), 863–904.
- [14] KOOP, G., AND ONORANTE, L. Estimating phillips curves in turbulent times using the ecb’s survey of professional forecasters. Working Paper 1422, European Central Bank, February 2012.
- [15] MAVROEIDIS, S., PLAGBORG-MOLLER, M., AND STOCK, J. H. Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian phillips curve. *Journal of Economic Literature* 52, 1 (2014), 124–188.
- [16] NAKAMURA, E., AND STEINSSON, J. Five facts about prices : A reevaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics* 123, 4 (2008), 1415–1464.
- [17] PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *Economica* 25, 100 (November 1958), 283–299.

- [18] RIGGI, M., AND VENDITTI, F. Failing to forecast low inflation and phillips curve instability : A euro area perspective. *International Finance* 18, 1 (2015), 47–68.
- [19] RUMLER, F. Estimates of the open economy new keynesian phillips curve for euro area countries. *Open Economies Review* 18, 4 (2007), 427–451.
- [20] SIMON, J., MATHESON, T., AND SANDRI, D. The dog that didn't bark : Has inflation been muzzled or was it just sleeping? In *World Economic Outlook* (April 2013), International Monetary Fund.
- [21] STOCK, J. H. *Discussion of Ball and Mazumder, "Inflation Dynamics and the Great Recession"*. University of Chicago Press, 2011, pp. 195–246.
- [22] STOCK, J. H., AND WATSON, M. W. Phillips curve inflation forecasts. Working Paper 14322, National Bureau of Economic Research, 2008.

Annexes

TABLE 3 – Statistiques descriptives

Variable	Mean	Std. Dev.	N
ea_core	1.476	0.44	192
ea_exp12	1.946	0.679	192
ea_spfly	1.692	0.258	192
ea_chomage	9.457	1.314	192
pétrole	19.727	38.299	192
de_core	1.027	0.489	192
fr_core	1.292	0.496	192
es_core	2.027	1.074	192
it_core	1.904	0.560	192
gr_core	1.936	1.86	192
de_exp12	1.576	0.664	192
fr_exp12	1.701	0.689	192
es_exp12	2.624	1.055	192
it_exp12	2.205	0.71	192
gr_exp12	2.764	1.493	192
de_chomage	7.88	1.821	192
fr_chomage	9.055	0.843	192
es_chomage	15.106	6.124	192
it_chomage	8.904	1.882	192
gr_chomage	13.663	6.497	192

TABLE 5 – Courbe de Phillips par pays - Variable d'interaction avec la crise

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	es_core	it_core	gr_core
exp12	0.30*** [0.05]	0.26*** [0.04]	0.45*** [0.04]	0.31*** [0.04]	0.34*** [0.05]
chomage	-0.02 [0.04]	-0.40*** [0.06]	0.11*** [0.03]	0.07** [0.03]	-0.21*** [0.07]
chomage*crisis	0.11** [0.05]	0.19*** [0.06]	-0.17*** [0.03]	-0.19*** [0.03]	0.02 [0.07]
crisis	-0.52 [0.43]	-1.69*** [0.57]	1.19*** [0.40]	1.35*** [0.30]	-0.47 [0.77]
constante	0.60* [0.35]	4.43*** [0.54]	0.16 [0.42]	0.83*** [0.28]	3.91*** [0.78]
<i>N</i>	192	192	192	192	192
<i>R</i> ²	0.30	0.55	0.78	0.51	0.86

Erreurs standards entre parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Régression MCO, anticipations adaptatives, variables d'interaction avant/après 2007m1

TABLE 4 – Courbe de Phillips par pays - 2 sous-échantillons

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	de_core	de_core	fr_core	fr_core	es_core	es_core	it_core	it_core	gr_core	gr_core
exp12	0.44*** [0.10]	0.24*** [0.04]	0.71*** [0.10]	0.14*** [0.04]	0.51*** [0.12]	0.44*** [0.05]	0.69*** [0.14]	0.27*** [0.04]	0.98*** [0.11]	0.24*** [0.05]
chomage	-0.04 [0.05]	0.10*** [0.03]	-0.11 [0.08]	-0.24*** [0.03]	0.13*** [0.04]	-0.06*** [0.01]	0.10*** [0.03]	-0.13*** [0.02]	-0.11* [0.06]	-0.21*** [0.01]
constante	0.58 [0.41]	0.19 [0.20]	1.07 [0.87]	3.25*** [0.30]	-0.20 [0.76]	1.37*** [0.29]	-0.34 [0.48]	2.29*** [0.21]	0.82 [0.84]	3.96*** [0.32]
N	102	90	102	90	102	90	102	90	102	90
R^2	0.16	0.33	0.63	0.60	0.15	0.63	0.22	0.56	0.49	0.89

Erreurs standards entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Régression MCO - Sous-échantillons 1999m1-2007m10 et 2007m11-2014m12

TABLE 6 – GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	it_core	es_core	gr_core
exp12	0.33*** [0.04]	0.25*** [0.04]	0.36*** [0.04]	0.41*** [0.05]	0.35*** [0.06]
chomage	-0.03** [0.01]	-0.28*** [0.03]	-0.08*** [0.02]	-0.09*** [0.01]	-0.21*** [0.01]
constante	0.78*** [0.14]	3.41*** [0.28]	1.86*** [0.18]	2.36*** [0.25]	3.76*** [0.29]
N	190	190	190	190	190
R^2	0.22	0.52	0.32	0.69	0.86

Erreurs standards entre parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 7 – Courbe de Phillips par pays - Contrôle pour l'hétéroscédasticité

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	it_core	es_core	gr_core
exp12	0.32*** [0.04]	0.28*** [0.04]	0.33*** [0.04]	0.41*** [0.05]	0.34*** [0.06]
chomage	-0.04** [0.02]	-0.26*** [0.03]	-0.08*** [0.02]	-0.09*** [0.01]	-0.20*** [0.01]
constante	0.82*** [0.14]	3.19*** [0.28]	1.93*** [0.19]	2.37*** [0.26]	3.77*** [0.30]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.23	0.53	0.32	0.69	0.86

Erreurs standards entre parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 8 – Courbe de Phillips par pays - MCO contraint

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	it_core	es_core	gr_core
exp12	1 [.]	1 [.]	1 [.]	1 [.]	1 [.]
chomage	-0.01 [0.02]	0.04 [0.05]	-0.02 [0.03]	-0.04*** [0.01]	-0.09*** [0.01]
constante	-0.50** [0.20]	-0.73* [0.43]	-0.10 [0.23]	-0.06 [0.15]	0.46*** [0.16]
N	192	192	192	192	192

Erreurs standards entre parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 9 – Courbe de Phillips avec autres x_t - Allemagne et France

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
de_core	0.31*** [0.05]	0.33*** [0.05]	0.34*** [0.05]	0.31*** [0.05]	0.42*** [0.04]	0.44*** [0.04]	0.35*** [0.04]	0.33*** [0.04]
indpro	-0.01** [0]				-0.01* [0.01]			
heures		-0.02 [0.05]				-0.05 [0.09]		
salaires			-0.03 [0.04]				0.27*** [0.04]	
coût				0.03* [0.02]				0.18*** [0.03]
constante	0.57*** [0.08]	0.50*** [0.08]	0.53*** [0.09]	0.51*** [0.08]	0.57*** [0.08]	0.55*** [0.08]	0.04 [0.10]	0.40*** [0.08]
N	192	192	190	190	192	192	190	190
R^2	0.23	0.21	0.21	0.22	0.40	0.39	0.49	0.46

Erreurs standards entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Régression MCO avec IPI, heures travaillées, salaires ou CSU.

TABLE 10 – Courbe de Phillips avec autres x_t - Italie, Espagne et Grèce

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	it_core	it_core	it_core	it_core	es_core	es_core	es_core	es_core	gr_core	gr_core	gr_core	gr_core
exp12	0.47*** [0.05]	0.47*** [0.05]	0.43*** [0.05]	0.41*** [0.05]	0.75*** [0.05]	0.68*** [0.05]	0.67*** [0.06]	0.53*** [0.06]	0.98*** [0.06]	0.96*** [0.05]	0.74*** [0.05]	0.67*** [0.08]
indpro	0.02*** [0.01]				0.06*** [0.01]				0.05*** [0.02]			
heures		0.32*** [0.08]				0.35*** [0.05]				0.28*** [0.06]		
salaires			0.15*** [0.02]				0.06* [0.03]				0.16*** [0.01]	
coût				0.04*** [0.01]				0.14*** [0.02]				0.08*** [0.01]
constante	0.88*** [0.12]	0.87*** [0.12]	0.67*** [0.12]	0.73*** [0.14]	0.11 [0.13]	0.16 [0.13]	0.13 [0.15]	0.38** [0.15]	-0.71*** [0.17]	-0.66*** [0.17]	-0.59*** [0.14]	-0.61*** [0.17]
N	192	192	190	181	192	192	190	190	192	192	190	190
R^2	0.30	0.31	0.37	0.31	0.60	0.61	0.51	0.58	0.63	0.66	0.77	0.66

Erreurs standards entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Régression MCO avec IPI, heures travaillées, salaires ou CSU.

TABLE 11 – Courbe de Phillips par pays - x retardée

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
exp12	0.32*** [0.05]	0.31*** [0.05]	0.30*** [0.05]	0.20*** [0.04]	0.14*** [0.04]	0.19*** [0.04]	0.33*** [0.05]	0.33*** [0.05]	0.36*** [0.05]	0.41*** [0.05]	0.43*** [0.06]	0.50*** [0.06]	0.24*** [0.05]	0.17*** [0.06]	0.16* [0.08]
L3.chomage	-0.04** [0.02]			-0.33*** [0.04]			-0.08*** [0.02]			-0.09*** [0.01]			-0.22*** [0.01]		
L6.chomage		-0.05** [0.02]			-0.38*** [0.04]			-0.08*** [0.02]			-0.09*** [0.01]			-0.24*** [0.01]	
L12.chomage			-0.04** [0.02]			-0.35*** [0.03]			-0.06*** [0.02]			-0.08*** [0.01]			-0.26*** [0.02]
constante	0.86*** [0.17]	0.90*** [0.17]	0.91*** [0.18]	3.89*** [0.38]	4.55*** [0.39]	4.19*** [0.33]	1.90*** [0.23]	1.89*** [0.24]	1.65*** [0.27]	2.31*** [0.25]	2.20*** [0.27]	1.82*** [0.28]	4.27*** [0.30]	4.65*** [0.35]	4.77*** [0.47]
N	189	186	180	189	186	180	189	186	180	189	186	180	189	186	180
R^2	0.23	0.22	0.17	0.56	0.60	0.58	0.31	0.30	0.28	0.68	0.67	0.65	0.86	0.84	0.79

Erreurs standards entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Régression MCO avec x retardée de 3, 6 ou 12 mois

TABLE 12 – Courbe de Phillips par pays avec prix du pétrole

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	de_core	fr_core	it_core	es_core	gr_core
<i>exp12</i>	0.30***	0.28***	0.30***	0.46***	0.34***
	[0.05]	[0.04]	[0.04]	[0.04]	[0.05]
chomage	-0.03	-0.26***	-0.09***	-0.06***	-0.19***
	[0.02]	[0.03]	[0.02]	[0.01]	[0.01]
pétrole	0.07	0	-0.37***	-0.55***	-0.34***
	[0.07]	[0.04]	[0.05]	[0.08]	[0.09]
constante	0.48	3.18***	3.46***	3.87***	4.91***
	[0.36]	[0.36]	[0.27]	[0.29]	[0.40]
<i>N</i>	192	192	192	192	192
<i>R</i> ²	0.23	0.53	0.49	0.76	0.87

Erreurs standards entre parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Régression MCO, anticipations adaptatives sur 1 an, log du prix du pétrole