HAL
open science

La désinflation manquante : un phénomène américain uniquement ?

Paul Hubert, Mathilde Le Moigne

▶ **To cite this version:**

Paul Hubert, Mathilde Le Moigne. La désinflation manquante : un phénomène américain uniquement ?. 2016. hal-03459395

HAL Id: hal-03459395

https://sciencespo.hal.science/hal-03459395v1

Preprint submitted on 1 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Working paper

2016-06

LA DESINFLATION MANQUANTE : UN PHENOMENE AMERICAIN UNIQUEMENT ?

Paul HUBERT
OFCE-Sciences Po

Mathilde LE MOIGNE
PRINCETON UNIVERSITY

Février 2016

ofce

La désinflation manquante : un phénomène américain uniquement ?*

Paul Hubert† — OFCE - Sciences Po
Mathilde Le Moigne‡ — Princeton University

Novembre 2015

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 trouvons que l'inflation en zone euro a bien suivi les prédictions d'une courbe de Phillips, mais qu'il existe de fortes divergences intra-européennes, entre d'un côté l'Allemagne et la France, où l'inflation prédite par une courbe de Phillips est proche de l'inflation réalisée, et d'un autre l'Italie, l'Espagne et la Grèce, où dans la période qui précède la crise financière, l'inflation observée n'est pas en ligne avec l'inflation prédite. La crise de 2009 semble avoir réduit partiellement ces déviations.

JEL : D84, E24, E32, E52, E58
Mots-clés : Inflation, Courbe de Phillips

*Les auteurs remercient Christophe Blot et Xavier Ragot pour leurs commentaires avisés.
†Auteur correspondant : paul.hubert@sciencespo.fr. OFCE - Sciences Po, 69 quai d'Orsay, 75007 Paris, France. Tel : +33 (0)1 44 18 54 27, Fax : +33 (0)1 44 18 54 78.
‡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, [15]) établissant une corrélation entre cycles économiques et inflation. En effet, la chute brutale de l'activité économique suite à la crise financière de 2007-2008, la hausse spectaculaire des taux de chômage à partir de 2009, auraient dû entraîner une baisse tout aussi forte de l'inflation, voire la naissance de spirales déflationnistes dans certains pays. Or, si les États-Unis tout comme la plupart des pays européens ont effectivement vécu un ralentissement de l'inflation depuis 2009, on n'observe pas de chute brutale des taux d'inflation. Aux États-Unis, l'inflation mesurée par le *Core Personal Consumption Expenditure Index* (PCE, indice de dépense personnel à la consommation) s'est maintenue autour de 2% entre 2003 et 2007, et 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 la plus classique, 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, [17]) remet en question la pertinence de la relation entre activité économique et inflation. Nous tentons de répondre dans cet article à deux questions : Observe-t-on le même phénomène en Europe ? Si oui, dans quelle mesure les explications suggérées, comme la stabilité des anticipations d'inflation (Koop, Onorante 2012, [12]), pour expliquer cette déviation par rapport à la courbe de Phillips aux États-Unis peuvent-elles s'appliquer aux pays européens ?

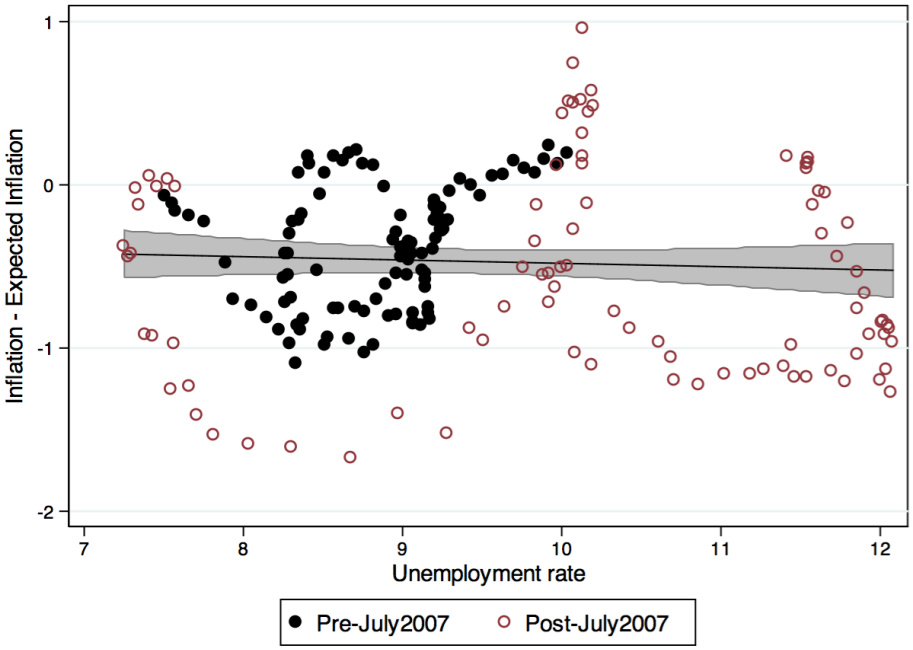
Sur le modèle de l'article de Coibion et Gorodnichenko (2011, [4]), nous estimons une courbe de Phillips augmentée des anticipations d'inflation, pour tenter d'identifier les facteurs de la stabilité surprenante des taux d'inflation depuis 2009.

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

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 les niveaux d'inflation observés sont supérieurs à ceux prédits par la courbe de Phillips : c'est la désinflation manquante.

Le graphique 1 montre la relation entre l'inflation (mesurée par le *Core Consumer Price Index* - c'est-à-dire l'indice des prix à la consommation corrigé des prix de l'énergie) et le taux de chômage, sur données agrégées de la zone euro. On n'observe aucune déviation notable de l'inflation par rapport aà 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]).

FIGURE 1 – Corrélation entre taux de chômage et inflation - Zone euro



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, reflète en réalité un biais d'agrégation au sein de la zone euro. En effectuant une analyse désagrégée sur un échantillon de cinq pays (Allemagne, Espagne, France, Grèce, Italie), nous établissons l'existence d'une divergence entre les niveaux d'inflation de certains pays par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips. Nous trouvons une certaine différence de comportement de l'inflation entre les pays du Nord (Allemagne et France) et les pays du Sud (Espagne, Grèce, Italie) de la zone euro. Nous testons aussi l'hypothèse d'une variation de la pente de la courbe de Phillips dans le temps, et montrons que si la pente a pu varier avant et après la crise financière de 2007, cela n'a été que très marginal. Nous testons l'hypothèse d'un biais de variable omise, et l'importance des variations du prix du pétrole dans la création de pressions inflationnistes, pour expliquer ces forts résidus. Nous montrons que la désinflation manquante ne dépend pas de cela. Enfin, les résultats présentés sont robustes à l'utilisation de différentes méthodes d'estimation et de choix de variables pour mesurer l'activité réelle.

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 davantage sur des estimations de VAR permettant d'identifier les différents facteurs responsables des fluctuations de l'inflation (Conti et al. 2015, [7]). Un revue exhaustive des différentes formulations théoriques de la courbe de Phillips et de leur validité a été récemment établie par Mavrœdis et al. (Mavrœdis, Plagborg-Moller and Stock 2014, [13]).

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 empirique, se concentre sur d'éventuelles modifications structurelles de l'économie, responsable d'une décorrélation entre fluctuations de l'activité économique et pressions inflationnistes. Une deuxième explication se concentre sur le choix des variables supposée refléter les cycles économiques. Elle est complétée par des travaux portant sur un possible biais de variable omise dans la courbe de Phillips. Enfin, une troisisème explication concerne la formation des anticipations d'inflation des agents.

2.1 Une variation structurelle de la courbe de Phillips

L'essentiel de la littérature sur la courbe de Phillips se concentre sur les changements structurels de l'économie responsable d'une possible décorrélation entre fluctuations de l'activité économique et pressions inflationnistes. Plus particulièrement, d'aucuns s'interrogent sur un aplatissement de la pente de la courbe de Phillips au cours des années 1990-2000 (FMI 2013, [16]). L'inflation serait structurellement moins volatile, et moins sensible aux cycles économiques.

Les changements structurels à l'origine d'une telle modification de la pente de la courbe de Phillips sont divers : la diminution de la part du travail dans la valeur ajoutée - sous l'hypothèse que ce sont les variations du travail qui se transmettent à l'inflation via une boucle prix-salaires classique -, la cyclicalité des taux de marges - qui seraient devenus contra-cycliques dans une période de forte incertitude (Gilchrist et al. 2015, [10]) -, et le ralentissement de la fréquence de modification des prix (Nakamura, Steinsson 2008, [14] ; Klenow, Krystov 2008, [11]). Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]) trouvent peu d'arguments empiriques permettant d'affirmer que ces changements structurels sont effectivement la cause d'un 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, [18]) et l'influence de la mondialisation sur le comportement du niveau 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, Wieland 2012, [6] ; Coibion, 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 des coûts marginaux des entreprises, ou un ralentissement de l'activité économique, pousserait l'inflation à la baisse. La question de la mesure de l'activité économique 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 dans la littérature 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 le début de la crise économique, ce qui entraînerait une mauvaise mesure de l'écart entre le taux de chômage courant et le taux de chômage structurel (FMI 2013, [16]) ; d'autre part, le taux de chômage ne serait pas la mesure la plus pertinente pour expliquer les pressions inflationnistes sur les coûts, et le chômage de court-terme (26 semaines ou moins) serait une variable plus appropriée (Ball et Mazumder 2014, [3]), pourvu que l'on se concentre sur la marge extensive du marché du travail. 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. Plusieurs mécanismes pourraient également expliquer la désinflation manquante à travers un comportement inhabituel de l'inflation des salaires. La relativement faible hausse du chômage de court-terme aux Etats-Unis pourrait expliquer l'absence d'un ralentissement de l'inflation des salaires après 2009 (Aaronson et al. 2010, [1] ; FMI 2013, [16]).

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. Les études empiriques trouvent peu de preuves allant à l'encontre d'une désinflation salariale aux États-Unis après 2009. Le comportement des salaires n'apparaît pas « inhabituel » sur la période 2010-2011.

2.3 La formation des anticipations

Dans sa formulation augmentée initiale, la courbe de Phillips avec anticipations d'inflation exhibait des anticipations adaptatives. Les études empiriques récentes s'accordent pour dire que cette spécification des anticipations est moins valable depuis le milieu des années 1990 au moins (FMI 2013, [16] ; Ball, Mazumder 2014, [3] ; Coibion, Gorodnichenko 2015, [5]), et des anticipations prospectives, avec information parfaite ou imparfaite, sont à présent incluses dans les spécifications de la courbe de Phillips (Coibion, Gorodnichenko, 2015, [5] ; Koop, Onorante, 2012, [12]). Empiriquement, la stabilité des anticipations d'inflation est visible à partir du milieu des années 1990 et celles-ci semblent ancrées autour de la cible annoncée par la majorité des banques centrales autour de 2%. Le maintien des anticipations à un niveau relativement élevé (2-2.5%) est un bon candidat pour expliquer l'absence relative de désinflation après 2009. Les

agents anticipant un maintien de l'inflation à des niveaux pré-crise, 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. La baisse des taux directeurs à des niveaux proches de zéro a pu induire un glissement des anticipations des agents européens. 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 influence 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, [13]) - 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 prévisions institutionnelles. 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 les anticipations d'inflation privées. En incluant les évolutions en niveau 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. Ce résultat tend à confirmer l'explication de la désinflation manquante par un biais de variable omise : il est probable selon ces auteurs que l'inflation dépend de plus en plus de facteurs autres que la simple cyclicalité de l'activité économique. Conti et al. (2015, [7]) effectuent le même constat sur données européennes : les variations du prix du pétrole (et plus particulièrement les chocs d'offre de ressources pétrolières) voient leur rôle dans les fluctuations d'inflation s'accroître après la crise de 2009. Ils soulignent notamment l'importance des chocs de 2012 (choc négatif d'offre poussant l'inflation à la hausse) et de 2013-2014 (chute des prix du pétrole induisant une baisse notable de l'inflation). Selon eux, on ne peut néanmoins pas parler de biais de variable omise sur la période 2013-2014, dans la mesure où la baisse des taux d'inflation européens à des niveaux proches de zéro s'observe aussi bien pour le taux d'inflation que pour le taux d'inflation corrigé des variations du prix de l'énergie et des matières premières.

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 2009-2007 ? 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. 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, puis sur données individuelles pour cinq pays : l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie et la Grèce.

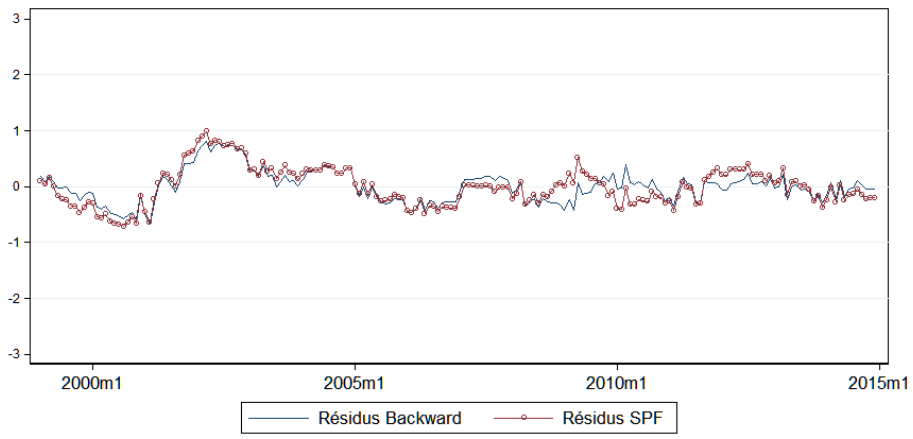
- L'inflation est mesurée par le taux de variation annuel du Core CPI (indice des prix à la consommation corrigé de l'énergie et de l'alimentation).
- Les anticipations d'inflation sont supposées adaptatives sur la base des 12 périodes précédentes (1 an, comme dans la spécification de Coibion et Gorodnichenko, ou Ball et Mazumder). Sur données agrégées, on considère également des anticipations prospectives, en utilisant les données du Survey of Professional Forecasters (SPF) européennes.
- Les variations de l'activité économique sont approximées de manière classique par le taux de chômage.

L'équation est estimée à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO ou OLS en anglais) sur le modèle des estimations de Coibion et Gorodnichenko (2015, [4]). On prêtons plus particulièrement attention au comportement des résidus ν_t. Une déviation notable des résidus des regressions par rapport à zéro indiquerait un écart de l'inflation observée par rapport à l'inflation prédite par la courbe de Phillips.

3.1 Une analyse agrégée de la désinflation manquante en zone euro

Nous tentons en premier lieu de vérifier l'existence d'un changement notable 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 des anticipations d'inflation : adaptatives, basées sur les 12 périodes précédentes, et prospectives, avec les anticipations SPF à l'horizon 1 an.

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



Il apparaît très clairement sur le graphique 2 que les résidus de la courbe de Phillips sont quasi constants et très faibles (comparés aux résultats de Coibion et Gorodnichenko) sur la période 2009-2015. On n'observe *a priori* aucune désinflation manquante en zone euro après 2009. On observe en revanche une tendance des résidus à s'écarter de façon persistante de zéro sur la première moitié de l'échantillon (entre 2000 et 2007). Cette auto-corrélation des résidus traduit potentiellement une mauvaise spécification (variable omise par exemple) du modèle de détermination de l'inflation. On observe aussi que la différence d'évolution des résidus entre les estimations avec anticipations adaptatives (trait bleue) 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 passés longtemps 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
ea_exp12	0.34***	
	[0.03]	
ea_spf1y		0.56***
		[0.12]
ea_unemp	-0.13***	-0.12***
	[0.02]	[0.02]
_cons	2.08***	1.69***
	[0.19]	[0.39]
N	192.00	192.00
R^2	0.56	0.39

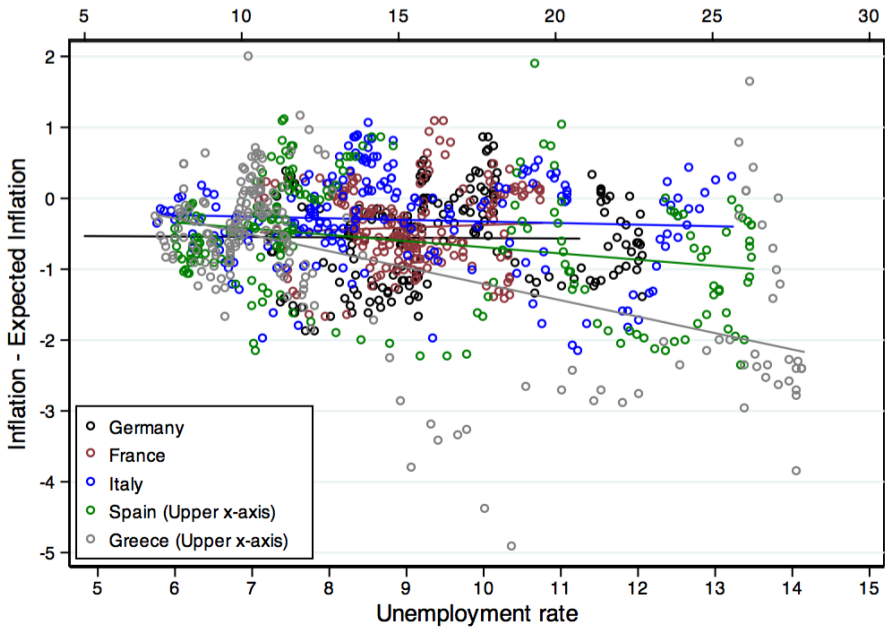
Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Régression OLS, anticipations adaptatives sur 1 an
Anticipations prospectives sur 1 an

L'absence de désinflation manquante sur l'ensemble de la zone euro peut cependant être le résultat d'un biais d'agrégation : les comportements d'inflation des pays de la zone (aux contextes économiques différents) peuvent éventuellement se compenser. Nous estimons donc dans un second temps une courbe de Phillips spécifique pour l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie.

3.2 Une analyse désagrégée de la désinflation manquante

Nous estimons la même courbe de Phillips sur 5 pays européens présentant des contextes macroéconomiques divergents après 2009 : l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie. Selon 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 – Résidus de la courbe de Phillips par pays



3.2.1 Résidus simples

Nous estimons l'équation (1) sur données désagrégées 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*). 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 national [1].

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 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) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
de_exp12	0.32***				
	[0.05]				
fr_exp12		0.28***			
		[0.04]			
it_exp12			0.33***		
			[0.05]		
es_exp12				0.41***	
				[0.05]	
gr_exp12					0.34***
					[0.05]
de_unemp	-0.04**				
	[0.02]				
fr_unemp		-0.26***			
		[0.03]			
it_unemp			-0.08***		
			[0.02]		
es_unemp				-0.09***	
				[0.01]	
gr_unemp					-0.20***
					[0.01]
constant	0.82***	3.19***	1.93***	2.37***	3.77***
	[0.17]	[0.35]	[0.22]	[0.24]	[0.27]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.23	0.53	0.32	0.69	0.86

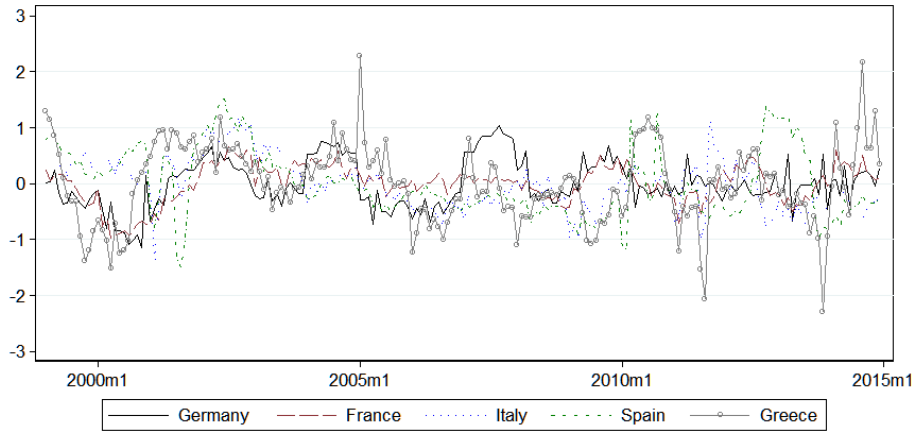
Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Régression OLS, anticipations adaptatives sur 1 an

Le graphique 4 montrent les résidus extraits de cette estimation. En général, 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

1. 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.

2009, les résidus de tous les pays s'éloignent de façon assez persistante de zéro suggérant des phases d'inflation ou de désinflation manquante. Ces résultats semblent montrer que le phénomène de désinflation manquante n'est pas totalement inexistant en Europe. L'absence de déviations des résidus par rapport à 0 sur données agrégés est cohérente avec le fait que les « grands » pays européens (Allemagne et France) ne connaissent pas de désinflation manquante sur la période 2009-2015. Conti et al. (2015, [7]) montrent la volatilité plus forte de l'inflation dans les pays plus fortement touchés par la crise des dettes souveraines après 2012. 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 l'existence d'un biais d'agrégation dans l'estimation de la courbe de Phillips sur données zone euro et révèle l'hétérogénéité des comportements d'inflation au sein de la zone euro.

FIGURE 4 – Résidus de la courbe de Phillips par pays



3.2.2 Une exploration des 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 (auquel cas l'inflation observée serait trop importante par rapport à l'inflation attendue : c'est la désinflation manquante) ou *négativement* (l'inflation observée est alors trop faible par rapport aux prévisions d'inflation : cas d'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 :

$$\sum_{t=0}^{N} \nu_t \tag{2}$$

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 désavantage de cette méthode est que la somme des résidus est égale à zéro par nature. On observe donc une convergence purement statistique des comportements d'inflation nationaux vers la fin de l'échantillon.

Résidus cumulés sur fenêtre glissante - « MovingWindow »
Pour palier ce problème, nous procédons dans un second temps à l'analyse des même résidus cumulés sur fenêtre glissante de 2 ans (24 observations), en commençant donc en janvier 2001.

$$\sum_{k=0}^{24} \nu_{t-k} \tag{3}$$

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 des périodes d'inflation ou 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 sommons les résidus jusqu'à observer un changement de signe :

$$\sum_{t=0}^{N} \nu_t \; 1_{\nu_{t-1} \times \nu_t > 0} \tag{4}$$

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 les 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 sont davantage pensées pour identifier un éventuel changement de la pente de la courbe de Phillips au cours de la période 1999-2015 dans chaque pays considéré. L'hypothèse selon laquelle la pente de la courbe de Phillips aurait évoluée au cours de la cette période est cruciale pour l'estimation des résidus car une réduction du coefficient κ

(eq. 1) signifierait que l'inflation dépend moins de l'activité économique réelle. Nous testons l'hypothèse d'un biais d'agrégation dans le temps entre deux sous-échantillons : de 1999m1 à 2007m10 et de 2007m11 à 2014m12.

$$\sum_{t=0}^{102} \nu_t \quad \sum_{t=103}^{N} \nu_t \tag{5}$$

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 de façon durable la relation entre pressions inflationnistes et fluctuations de l'activité économique. Les coefficients estimés sur deux sous-échantillons sont présentés en Annexe (tab. 5). [2]

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 :

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

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 changer. La question posée est de savoir si les mêmes dynamiques d'inflation en général s'observent bien sur les deux sous-échantillons. Dans la méthode avec variable d'interaction (eq. 6), on autorise seulement le coefficient κ à varier au cours d'un même échantillon. Les résultats de cette estimation sont présentés en Annexe (tab. 6). [3]

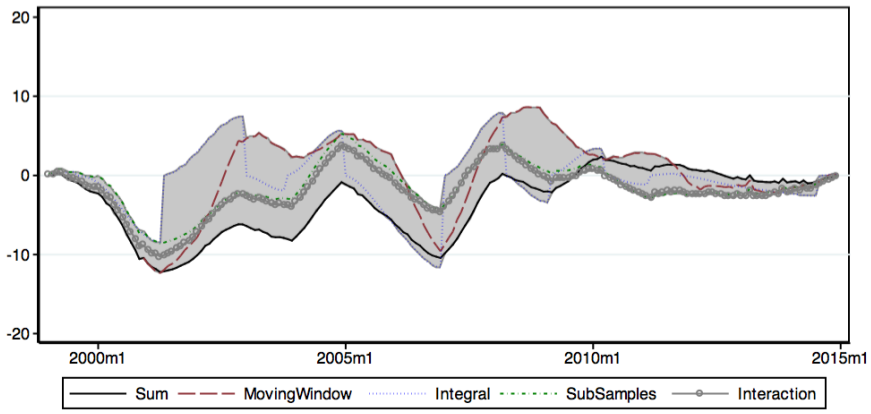
2. La courbe de Phillips telle qu'estimée par l'équation (1) perd de son pouvoir explicatif lorsque l'on considère l'échantillon 1999m1-2007m10. En effet, les R^2 sont inférieurs à ceux estimés sur l'ensemble de la période (tab. 2) à l'exception notable de la France, pour laquelle le R^2 est plus élevé sur le premier échantillon que sur le deuxième. On remarque que sur le second échantillon 2007m11-2014m12, le pouvoir explicatif de la régression augmente : les R^2 sont supérieurs à ceux du tableau (2) pour tous les pays à l'exception de l'Italie. De plus, 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 ont évolué au cours de la période 1999-2014, et se sont rapprochés des prédictions d'une courbe de Phillips après la crise économique.

3. 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. Cela signifie que la sensibilité de l'inflation à l'activité économique est significativement plus forte après la crise. On peut donc en conclure que la pente de la courbe de Phillips a effectivement changé entre 1999-2007 et 2007-2015 pour l'Allemagne, la France, l'Espagne et l'Italie.

3.2.3 Déviations cumulées de l'inflation par rapport à la courbe de Phillips

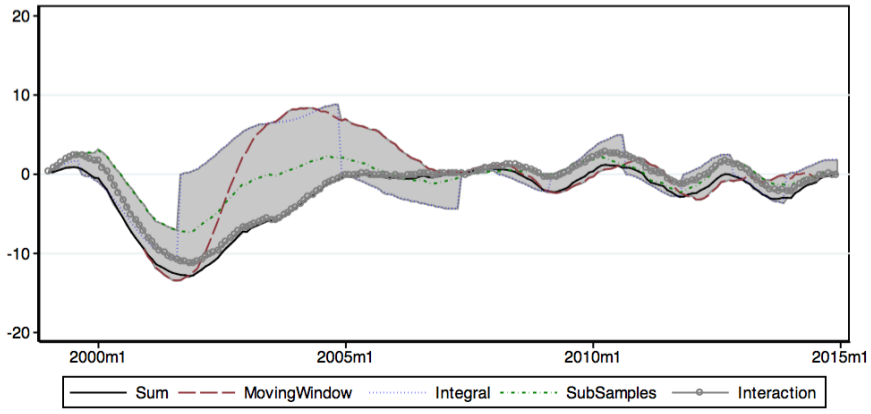
Nous considérons le graphique des 5 types de résidus cumulés de l'estimation de la courbe de Phillips au cours de la période 1999-2015 par pays, et tentons d'identifier les périodes de déviations de l'inflation observée par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips.

FIGURE 5 – Résidus cumulés - Allemagne



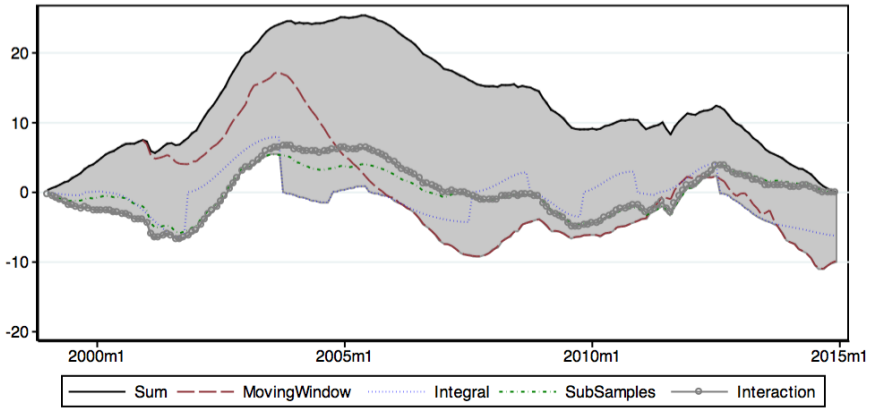
Le comportement de l'inflation en Allemagne semble avoir dévié des prédictions d'une courbe de Phillips au moins à deux reprises sur la période 1999-2009. On observe au début des années 2000 et lors de la crise financière de 2007 de courtes mais fortes déviations négatives des résidus, quelques soient 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, bien que nous puissions souligner que l'Allemagne semble s'installer dans une tendance d'inflation manquante, avec des résidus cumulés légèrement négatifs quelle que soit la méthodologie employée.

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 très clairement depuis 2006. Avant cette date, la France a connu une période d'inflation manquante relativement importante aux alentours des années 2000-2002. Rappelons qu'on parle ici d'inflation manquante relativement aux prédictions de la courbe de Phillips, et non pas d'absence d'inflation dans l'absolu.

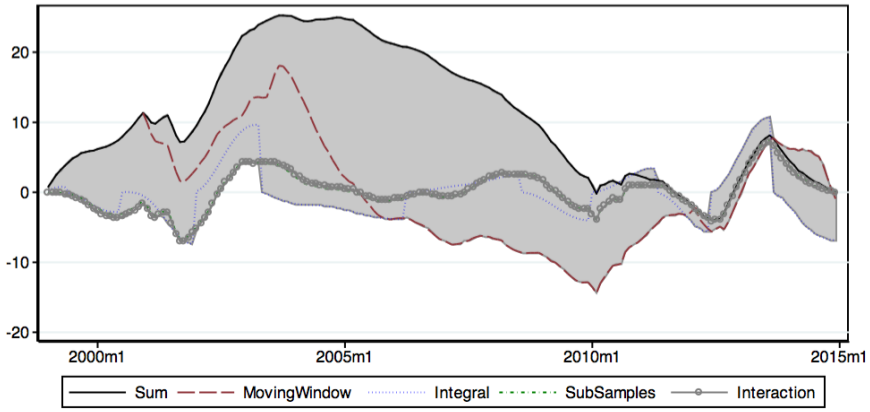
Figure 7 – Résidus cumulés - Italie



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 beaucoup plus forte que ce que prédit la courbe de Phillips sur la même période. Néanmoins, si l'on considère toutes les méthodes ensemble, deux

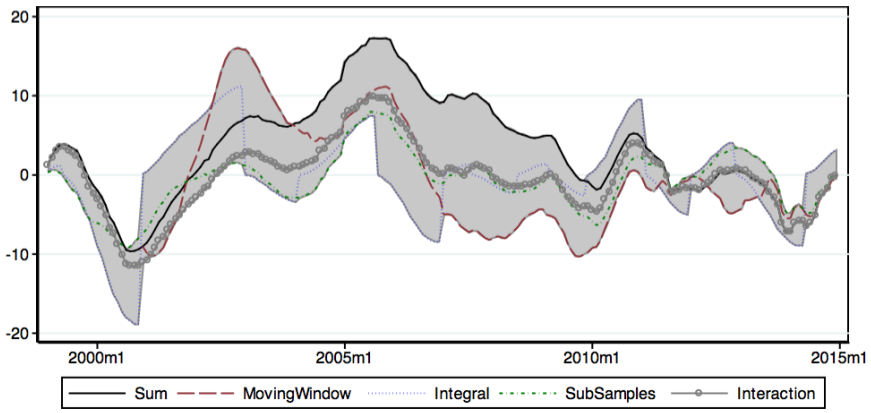
périodes de désinflation manquante se distinguent : 2002-2003 et 2012. On notera aussi une tendance vers une inflation manquante sur la fin de l'échantillon comme l'indique le changement de signe de la courbe « Integral » et la courbe des résidus cumulés sur fenêtre glissante.

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 moyenne 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 2002-2003 comme en Italie. Vient ensuite une période de d'inflation manquante en 2012, puis une période de désinflation manquante en 2013-2014. Comme pour l'Italie, la courbe « Integral » nous indique que les résidus cumulés sont redevenus négatifs en 2015 suggérant un retour dans une phase d'inflation manquante.

FIGURE 9 – Résidus cumulés - Grèce



Enfin, le graphique des résidus cumulés en Grèce souligne la volatilité de l'inflation obersvée par rapport aux prédictions d'une courbe de Phillips. On n'observe pas de tendance claire des résidus. On peut néanmoins identifier plusieurs périodes d'inflation manquante au tout début et à la fin de l'échantillon.

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 entre 2006 et 2011-2012, dans un degré moindre en Espagne et en Italie cependant. On observe ainsi que les résidus cumulés sont 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.

3.3 Le prix du pétrole change-t-il la donne ?

Nous testons à présent 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. Nous estimons donc l'équation suivante, où y_t le log du niveau du prix du baril de Brent :

$$\pi_t = \alpha + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \gamma y_t + \nu_t \tag{7}$$

Le pouvoir explicatif de cette spécification est légèrement meilleur que dans le cas d'une régression classique (eq. 1). Les R^2 sont ainsi légèrement plus élevés pour les pays de la périphérie. Ils demeurent inchangés pour l'Allemagne et la France. Le coefficient γ est significativement négatif au seuil de 1% pour tous les pays à l'exception de la France et de l'Allemagne (pour lesquels il est nul et non significatif). On identifie donc avec cette spécification une divergence Nord/Sud quant à la pertinence des fluctuations du prix du pétrole.

Table 3 – Courbe de Phillips par pays avec prix du pétrole

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
de_exp12	0.30***				
	[0.05]				
fr_exp12		0.28***			
		[0.04]			
it_exp12			0.30***		
			[0.04]		
es_exp12				0.46***	
				[0.04]	
gr_exp12					0.34***
					[0.05]
de_unemp	-0.03				
	[0.02]				
fr_unemp		-0.26***			
		[0.03]			
it_unemp			-0.09***		
			[0.02]		
es_unemp				-0.06***	
				[0.01]	
gr_unemp					-0.19***
					[0.01]
pétrole	0.07	0	-0.37***	-0.55***	-0.34***
	[0.07]	[0.04]	[0.05]	[0.08]	[0.09]
constant	0.48	3.18***	3.46***	3.87***	4.91***
	[0.36]	[0.36]	[0.27]	[0.29]	[0.40]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.23	0.53	0.49	0.76	0.87

Standard errors in brackets. $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$.

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

On compare les évolutions des résidus cumulés pour la régression classique (eq. (1) et pour la nouvelle régression incluant les fluctuations du prix du pétrole (eq. 7) pour les 5 pays considérés. Les graphiques 10, 13, 11, 14 et 12 sont présentés en Annexe. L'introduction des prix du pétrole ne modifie pas le comportement des résidus pour la France et l'Allemagne. Pour les pays du Sud de l'Europe, les résidus cumulés sont légèrement moins volatiles. Ce constat semble indiquer que l'explication de Coibion et Gorodnichenko (2015, [5]) selon laquelle les fluctuations du prix du pétrole jouerait un rôle clé dans le comportement de l'inflation, à la fois de manière directe, mais également indirecte dans l'ancrage des anticipations des agents sur des prix visibles, ne s'applique que très marginalement en Europe.

3.4 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, on contrôle nos résultats en corrigeant 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 l'activité économique et les couts marginaux réels (variable x_t dans l'équation 1) :

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

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 testons pour cela l'équation de la courbe de Phillips (1) en utilisant comme variable explicative le lag du taux de chômage à 3, 6 et 12 mois.

Les tests contrôlant les problèmes d'endogénéité (tab. 7) et d'hétéroscédasticité (tab. 8) montrent que nos résultats sont robustes dans la mesure où ni la valeur ni la signifcativité des coefficients, ni la valeur des R^2 ne sont sensiblement modifiés. Lorsque l'on impose au modèle de représenter les réponses des surprises d'inflation à l'activité réelle (tab. 9), 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. 10, 11 et 12), 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 suggèrent que nos résultats sont robustes.

4 Conclusion

Nous testons ici 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. Ce phénomène n'est pas observable sur données agrégées, suggérant qu'il existe un biais d'agrégation au niveau zone euro. Il apparaît une divergence européenne Nord/Sud dans les comportements d'inflation : en moyenne, les pays du Nord exhibent des résidus faibles, indiquant une légère *inflation manquante*, tandis que les pays du Sud ont des résidus plus importants et plus souvent positifs, indiquant une (*désinflation manquante*). Il s'avère aussi que la crise financière n'a pas eu tendance à accroitre ces divergences, mais plutôt à les corriger.

Une hypothèse possible pour expliquer cette divergence entre les Etats-Unis et la zone euro, qui mériterait des travaux ultérieurs, est l'importance des chocs de politique monétaire, en particulier dans les pays les plus sensibilisés par la crise des dettes souveraines européennes.

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 Eurosistema, July 2015.

[8] Daly, M. C., Hobijn, 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] Gilchrist, S., Schoenle, R., Sim, J., and Zakrajsek, E. Inflation dynamics during the financial crisis. March 2015.

[11] 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.

[12] Koop, G., and Onorante, L. Estimating phillips curves in turbulent times using the ecb's survey of professional forescasters. Working Paper 1422, European Central Bank, February 2012.

[13] Mavroeidis, S., Plagborg-Moller, M., and Stock, J. H. Empirical evidence on inflation expectations in the new keyneysian phillips curve. *Journal of Economic Literature 52*, 1 (2014), 124–188.

[14] Nakamura, E., and Steinsson, J. Five facts about prices : A reevaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics 123*, 4 (2008), 1415–1464.

[15] 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.

[16] 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.

[17] Stock, J. H. *Discussion of Ball and Mazumder, "Inflation Dynamics and the Great Recession"*. University of Chicago Press, 2011, pp. 195–246.

[18] Stock, J. H., and Watson, M. W. Phillips curve inflation forecasts. Working Paper 14322, National Bureau of Economic Research, 2008.

Annexes

Statistiques descriptives

Table 4 – Statistiques descriptives

Variable	Mean	Std. Dev.	N
ea_core	1.476	0.44	192
ea_exp12	1.946	0.679	192
ea_spf1y	1.692	0.258	192
ea_unemp	9.457	1.314	192
oil	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_unemp	7.88	1.821	192
fr_unemp	9.055	0.843	192
es_unemp	15.106	6.124	192
it_unemp	8.904	1.882	192
gr_unemp	13.663	6.497	192

Une étude des résidus cumulés

TABLE 5 – Courbe de Phillips par pays - 2 sous-échantillons

	(1) de_core	(2) de_core	(3) fr_core	(4) fr_core	(5) es_core	(6) es_core	(7) it_core	(8) it_core	(9) gr_core	(10) gr_core
de_exp12	0.44***	0.24***								
	[0.10]	[0.04]								
fr_exp12			0.71***	0.14***						
			[0.10]	[0.04]						
es_exp12					0.51***	0.44***				
					[0.12]	[0.05]				
it_exp12							0.69***	0.27***		
							[0.14]	[0.04]		
gr_exp12									0.98***	0.24***
									[0.11]	[0.05]
de_unemp	-0.04	0.10***								
	[0.05]	[0.03]								
fr_unemp			-0.11	-0.24***						
			[0.08]	[0.03]						
es_unemp					0.13***	-0.06***				
					[0.04]	[0.01]				
it_unemp							0.10***	-0.13***		
							[0.03]	[0.02]		
gr_unemp									-0.11*	-0.21***
									[0.06]	[0.01]
constant	0.58	0.19	1.07	3.25***	-0.20	1.37***	-0.34	2.29***	0.82	3.96***
	[0.41]	[0.20]	[0.87]	[0.30]	[0.76]	[0.29]	[0.48]	[0.21]	[0.84]	[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

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

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

Table 6 – Courbe de Phillips par pays - Variable d'interaction avec la crise

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) es_core	(4) it_core	(5) gr_core
de_exp12	0.30***				
	[0.05]				
fr_exp12		0.26***			
		[0.04]			
es_exp12			0.45***		
			[0.04]		
it_exp12				0.31***	
				[0.04]	
gr_exp12					0.34***
					[0.05]
de_unemp	-0.02				
	[0.04]				
fr_unemp		-0.40***			
		[0.06]			
es_unemp			0.11***		
			[0.03]		
it_unemp				0.07**	
				[0.03]	
gr_unemp					-0.21***
					[0.07]
de_unemp_crisis	0.11**				
	[0.05]				
fr_unemp_crisis		0.19***			
		[0.06]			
es_unemp_crisis			-0.17***		
			[0.03]		
it_unemp_crisis				-0.19***	
				[0.03]	
gr_unemp_crisis					0.02
					[0.07]
crisis	-0.52	-1.69***	1.19***	1.35***	-0.47
	[0.43]	[0.57]	[0.40]	[0.30]	[0.77]
constant	0.60*	4.43***	0.16	0.83***	3.91***
	[0.35]	[0.54]	[0.42]	[0.28]	[0.78]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.30	0.55	0.78	0.51	0.86

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

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

Estimations avec prix du pétrole

FIGURE 10 – Résidus cumulés - Allemagne

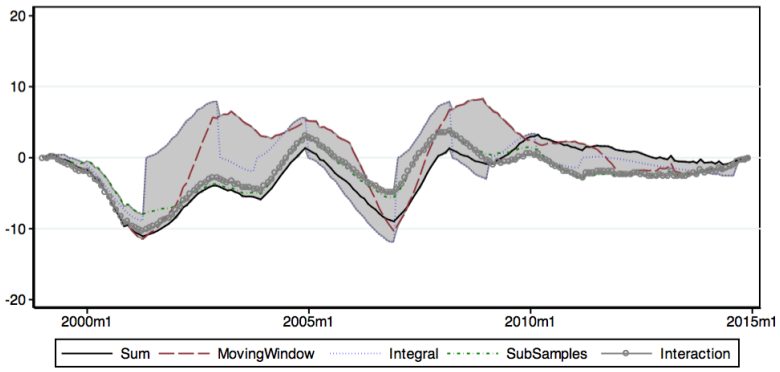


FIGURE 11 – Résidus cumulés - France

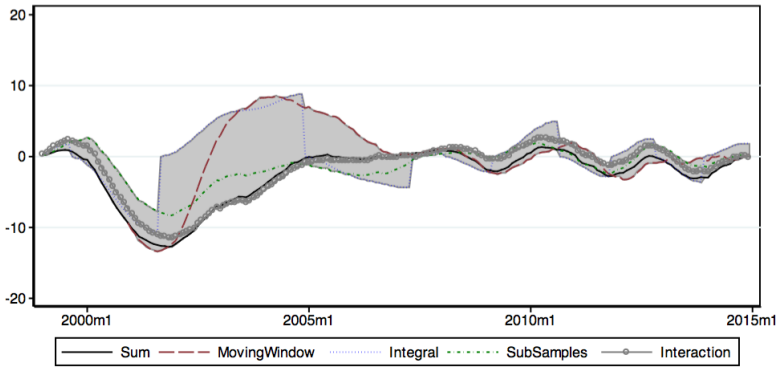


FIGURE 12 – Résidus cumulés - Italie

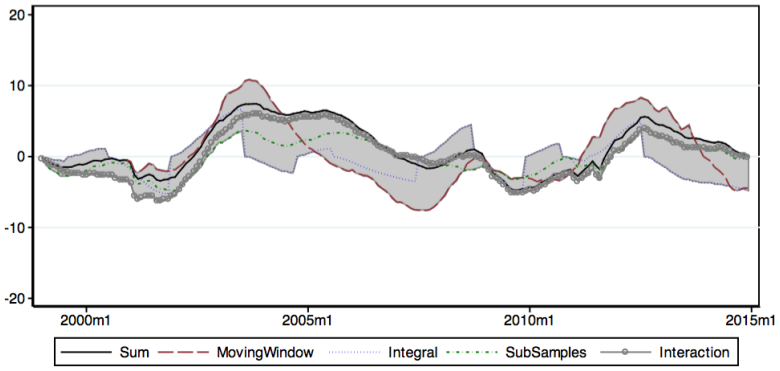


Figure 13 – Résidus cumulés - Espagne

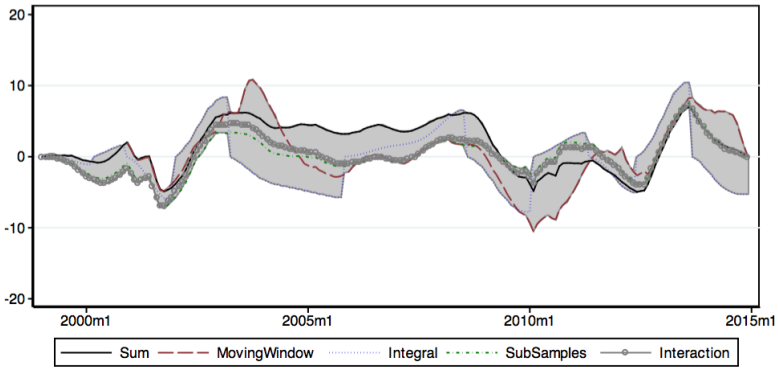
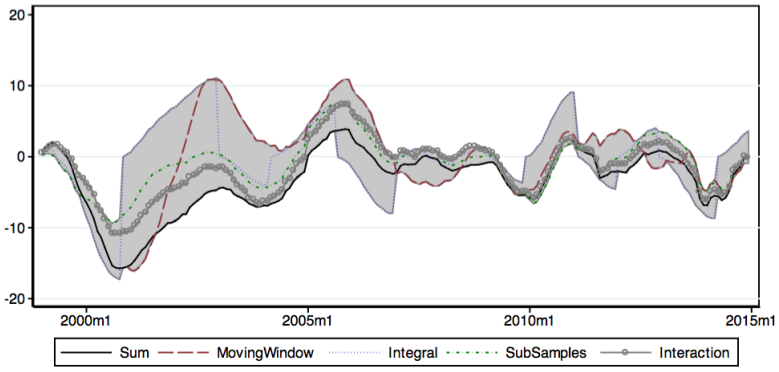


Figure 14 – Résidus cumulés - Grèce - Contrôle



Tests de robustesse

Table 7 – GMM

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
de_exp12	0.33***				
	[0.04]				
fr_exp12		0.25***			
		[0.04]			
it_exp12			0.36***		
			[0.04]		
es_exp12				0.41***	
				[0.05]	
gr_exp12					0.35***
					[0.06]
de_unemp	-0.03**				
	[0.01]				
fr_unemp		-0.28***			
		[0.03]			
it_unemp			-0.08***		
			[0.02]		
es_unemp				-0.09***	
				[0.01]	
gr_unemp					-0.21***
					[0.01]
constant	0.78***	3.41***	1.86***	2.36***	3.76***
	[0.14]	[0.28]	[0.18]	[0.25]	[0.29]
N	190	190	190	190	190
R^2	0.22	0.52	0.32	0.69	0.86

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Table 8 – Courbe de Phillips par pays - Contrôle pour l'hétéroscédasticité

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
de_exp12	0.32***				
	[0.04]				
fr_exp12		0.28***			
		[0.04]			
it_exp12			0.33***		
			[0.04]		
es_exp12				0.41***	
				[0.05]	
gr_exp12					0.34***
					[0.06]
de_unemp	-0.04**				
	[0.02]				
fr_unemp		-0.26***			
		[0.03]			
it_unemp			-0.08***		
			[0.02]		
es_unemp				-0.09***	
				[0.01]	
gr_unemp					-0.20***
					[0.01]
constant	0.82***	3.19***	1.93***	2.37***	3.77***
	[0.14]	[0.28]	[0.19]	[0.26]	[0.30]
N	192	192	192	192	192
R^2	0.23	0.53	0.32	0.69	0.86

Standard errors in brackets. $^{*}p < 0.10$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$.

Table 9 – Courbe de Phillips par pays - OLS contraint

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
de_exp12	1				
	[.]				
fr_exp12		1			
		[.]			
it_exp12			1		
			[.]		
es_exp12				1	
				[.]	
gr_exp12					1
					[.]
de_unemp	-0.01				
	[0.02]				
fr_unemp		0.04			
		[0.05]			
it_unemp			-0.02		
			[0.03]		
es_unemp				-0.04***	
				[0.01]	
gr_unemp					-0.09***
					[0.01]
constant	-0.50**	-0.73*	-0.10	-0.06	0.46***
	[0.20]	[0.43]	[0.23]	[0.15]	[0.16]
N	192	192	192	192	192

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Table 10 – Courbe de Phillips avec autres x_t - Allemagne et France

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	de_core	de_core	de_core	de_core	fr_core	fr_core	fr_core	fr_core
de_exp12	0.31***	0.33***	0.34***	0.31***				
	[0.05]	[0.05]	[0.05]	[0.05]				
fr_exp12					0.42***	0.44***	0.35***	0.33***
					[0.04]	[0.04]	[0.04]	[0.04]
de_ipi	-0.01**							
	[0]							
de_hours		-0.02						
		[0.05]						
de_wage			-0.03					
			[0.04]					
de_ulc				0.03*				
				[0.02]				
fr_ipi					-0.01*			
					[0.01]			
fr_hours						-0.05		
						[0.09]		
fr_wage							0.27***	
							[0.04]	
fr_ulc								0.18***
								[0.03]
constant	0.57***	0.50***	0.53***	0.51***	0.57***	0.55***	0.04	0.40***
	[0.08]	[0.08]	[0.09]	[0.08]	[0.08]	[0.08]	[0.10]	[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

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

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

Table 11 – Courbe de Phillips avec autres x_t - Italie, Espagne et Grèce

	(1) it_core	(2) it_core	(3) it_core	(4) it_core	(5) es_core	(6) es_core	(7) es_core	(8) es_core	(9) gr_core	(10) gr_core	(11) gr_core	(12) gr_core
it_exp12	0.47***	0.47***	0.43***	0.41***								
	[0.05]	[0.05]	[0.05]	[0.05]								
es_exp12					0.75***	0.68***	0.67***	0.53***				
					[0.05]	[0.05]	[0.06]	[0.06]				
gr_exp12									0.98***	0.96***	0.74***	0.67***
									[0.06]	[0.05]	[0.05]	[0.08]
it_ipi	0.02***											
	[0.01]											
it_hours		0.32***										
		[0.08]										
it_wage			0.15***									
			[0.02]									
it_ulc				0.04***								
				[0.01]								
es_ipi					0.06***							
					[0.01]							
es_hours						0.35***						
						[0.05]						
es_wage							0.06*					
							[0.03]					
es_ulc								0.14***				
								[0.02]				
gr_ipi									0.05***			
									[0.02]			
gr_hours										0.28***		
										[0.06]		
gr_wage											0.16***	
											[0.01]	
gr_ulc												0.08***
												[0.01]
constant	0.88***	0.87***	0.67***	0.73***	0.11	0.16	0.13	0.38**	-0.71***	-0.66***	-0.59***	-0.61***
	[0.12]	[0.12]	[0.12]	[0.14]	[0.13]	[0.13]	[0.15]	[0.15]	[0.17]	[0.17]	[0.14]	[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

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Régression OLS avec IPI, heures travaillées, salaires ou CSU.

Table 12 – Courbe de Phillips par pays - x retardée

	(1) de_core	(2) de_core	(3) de_core	(4) fr_core	(5) fr_core	(6) fr_core	(7) it_core	(8) it_core	(9) it_core	(10) es_core	(11) es_core	(12) es_core	(13) gr_core	(14) gr_core	(15) gr_core
de_exp12	0.32***	0.31***	0.30***												
	[0.05]	[0.05]	[0.05]												
fr_exp12				0.20***	0.14***	0.19***									
				[0.04]	[0.04]	[0.04]									
it_exp12							0.33***	0.33***	0.36***						
							[0.05]	[0.05]	[0.05]						
es_exp12										0.41***	0.43***	0.50***			
										[0.05]	[0.06]	[0.06]			
gr_exp12													0.24***	0.17***	0.16*
													[0.05]	[0.06]	[0.08]
L3.de_unemp	-0.04**														
	[0.02]														
L6.de_unemp		-0.05**													
		[0.02]													
L12.de_unemp			-0.04**												
			[0.02]												
L3.fr_unemp				-0.33***											
				[0.04]											
L6.fr_unemp					-0.38***										
					[0.04]										
L12.fr_unemp						-0.35***									
						[0.03]									
L3.it_unemp							-0.08***								
							[0.02]								
L6.it_unemp								-0.08***							
								[0.02]							
L12.it_unemp									-0.06***						
									[0.02]						
L3.es_unemp										-0.09***					
										[0.01]					
L6.es_unemp											-0.09***				
											[0.01]				
L12.es_unemp												-0.08***			
												[0.01]			
L3.gr_unemp													-0.22***		
													[0.01]		
L6.gr_unemp														-0.24***	
														[0.01]	
L12.gr_unemp															-0.26***
															[0.02]
constant	0.86***	0.90***	0.91***	3.89***	4.55***	4.19***	1.90***	1.89***	1.65***	2.31***	2.20***	1.82***	4.27***	4.65***	4.77***
	[0.17]	[0.17]	[0.18]	[0.38]	[0.39]	[0.33]	[0.23]	[0.24]	[0.27]	[0.25]	[0.27]	[0.28]	[0.30]	[0.35]	[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

Standard errors in brackets. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Régression OLS avec x retardée de 3, 6 ou 12 mois