

COMPRENDRE LA DYNAMIQUE SALARIALE PAR TEMPS DE CRISE

**Christophe Blot, Hervé Péléraux, Raul Sampognaro
et Sébastien Villemot**

OFCE, Sciences Po

Depuis le déclenchement de la crise financière en 2007, le marché du travail s'est fortement ajusté dans les principales économies avancées. En particulier, la zone euro compte encore 6 millions de chômeurs supplémentaires par rapport au début de la crise. Mais le nombre de chômeurs au sens strict ne reflète pas toujours les nombreuses facettes d'une réalité multifacette. L'objectif de cette étude est de juger si les évolutions salariales observées depuis la crise ont été conformes à leurs déterminants historiques – dont notamment le taux de chômage – ou si au contraire la mécanique traditionnelle a été altérée par des changements structurels du mode de formation des salaires. Notre analyse montre que la courbe de Phillips est un bon modèle de la dynamique salariale sur longue période mais il reste à savoir si cette relation parvient bien à rendre compte de l'évolution des salaires observée depuis le début de la crise.

D'après les prévisions issues des courbes de Phillips, trois phases se seraient succédé : entre 2008 et 2010, une période durant laquelle les salaires ont baissé moins que ce que laissait attendre la hausse du chômage ; entre 2011 et 2012, une période d'inflation salariale trop basse par rapport au modèle et, depuis 2013, un retour à une situation de « déflation manquante ». Un certain nombre de ces erreurs de prévision peuvent s'expliquer par des transformations survenues sur les marchés du travail (ajustement par le temps de travail, développement de formes de chômage mal mesurées par les statistiques officielles et à terme éloignement durable de certains chômeurs de la population active). La prise en compte, encore imparfaite, de ces transformations permet d'améliorer les prévisions issues des courbes de Phillips. Ainsi, une connaissance plus fine des transformations des marchés du travail améliorerait certainement la spécification des modèles macroéconomiques.

Mots clés : marché du travail, courbes de Phillips, inflation-salaires.

Le marché du travail s'est fortement ajusté dans les principales économies avancées depuis le déclenchement de la crise financière en 2007. La zone euro en particulier compte encore 6 millions de chômeurs supplémentaires par rapport au 4^e trimestre 2007 selon les dernières données disponibles. Au-delà de l'évolution du taux de chômage, qui ne capte qu'imparfaitement les déséquilibres sur le marché du travail, la dynamique du taux d'emploi témoigne également d'une situation qui reste dégradée. C'est notamment le cas aux États-Unis où, malgré la baisse significative du taux de chômage, le taux d'emploi reste sensiblement inférieur à son pic d'avant-crise. Ainsi, les stigmates sociaux de la crise se font encore sentir dans les principales économies avancées. Cette dégradation des marchés de l'emploi s'est accompagnée d'une modération salariale persistante, dont l'ampleur diffère selon les pays, accentuant les pressions déflationnistes.

Le recul de l'inflation en est le signe. Un tel mouvement ne résulte bien sûr pas exclusivement de la montée du chômage et de ses répercussions sur le processus de formation des salaires. Aux États-Unis ou en zone euro, le prix des biens recule depuis l'année 2013, sous l'effet direct de la baisse du prix des matières premières importées. Toutefois, le ralentissement du prix des services par rapport à la période d'avant-crise semble refléter des dynamiques plus fondamentales. Le glissement annuel des prix des services a perdu 1 point en moyenne entre l'avant-crise et l'après-crise aux États-Unis (+3,3 % entre 2000 et 2007, contre +2,1 % entre 2010 et 2015), comme dans la zone euro (+2,4 % sur la période 2000-2007 contre +1,5 % depuis 2010). Ce ralentissement du prix des services est symptomatique de la diffusion au sein de l'économie de pressions déflationnistes engendrées par la situation sur les marchés du travail. Car la branche des services est à la fois plus dépendante des évolutions de la demande intérieure et plus intensive en main-d'œuvre : la modération des prix peut donc être le reflet d'une dégradation durable de la demande domestique mais aussi du ralentissement des coûts de production des services. Ainsi, la faiblesse de l'emploi et le chômage durablement élevé dans les principales économies ont pu peser sur les négociations salariales et faire tomber l'inflation à un niveau proche de zéro dans l'ensemble des économies avancées. La prégnance des tensions

déflationnistes empêche les banques centrales de réduire les taux d'intérêt réels alors même que les taux directeurs butent sur leur niveau plancher de zéro (*Zero Lower Bound*). Ceci renforce le risque de « stagnation séculaire ».

L'enjeu du risque déflationniste justifie de s'interroger sur le rôle de l'ajustement des marchés du travail dans l'apparition de cette situation. L'objectif de cette étude est précisément de juger si les évolutions salariales observées depuis la crise ont été conformes à leurs déterminants historiques – c'est-à-dire la productivité du travail, les prix à la consommation, le taux de chômage et, le cas échéant, le salaire minimum –, ou si au contraire la mécanique traditionnelle est altérée par des changements structurels du mode de formation des salaires si bien que les modèles usuels de formalisation de la dynamique salariale seraient devenus moins performants pour décrire les mécanismes déflationnistes actuels ou futurs. Si les modèles traditionnels s'avèrent moins performants, il sera utile d'en comprendre les causes et d'essayer de les amender. En particulier, le découplage entre l'emploi et le chômage s'est, semble-t-il, répercuté sur la capacité prédictive de la courbe de Phillips depuis le déclenchement de la crise.

Dans la première section, nous présentons l'ampleur de l'ajustement des marchés du travail dans six grandes économies développées (France, Allemagne, Espagne, Italie, Royaume-Uni et États-Unis) depuis 2008. Dans la deuxième section, nous présentons les deux types de modèles privilégiés dans la littérature pour spécifier la relation entre les salaires et les tensions sur le marché de l'emploi (la courbe de Phillips et la courbe WS) ainsi que les critères de discrimination entre les deux approches. Après avoir montré qu'une modélisation à la Phillips semble préférable dans l'ensemble de ces pays, nous analysons les résultats des estimations détaillées dans la troisième section, avec un accent mis sur l'évaluation de la qualité des prévisions depuis 2011. De cette analyse il ressort que la qualité prédictive de la courbe de Phillips serait moindre depuis le déclenchement de la Grande Récession, suggérant que la crise semble avoir créé des bouleversements structurels dans le fonctionnement des marchés du travail. Avant de conclure, la quatrième partie présente quelques pistes d'extensions possibles qui permettraient de mieux comprendre la déconnexion entre le modèle et les observations de la dynamique salariale.

1. L'emploi et les salaires depuis la crise

1.1. Ajustement de l'emploi et ampleur de la crise financière

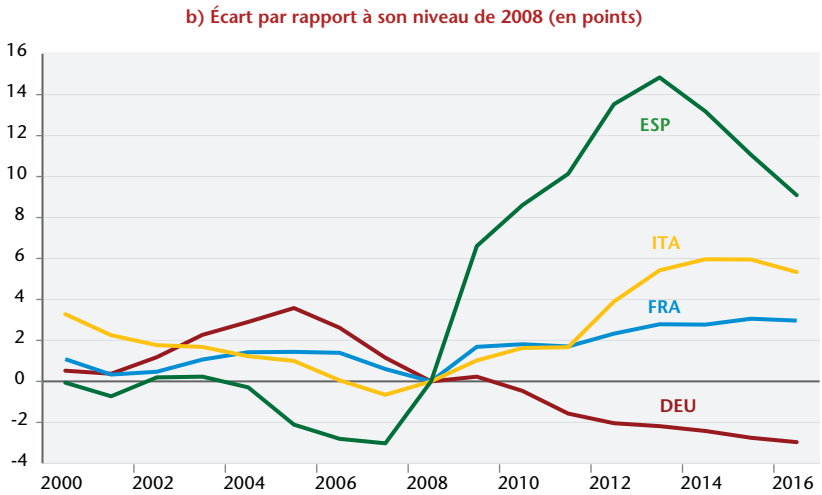
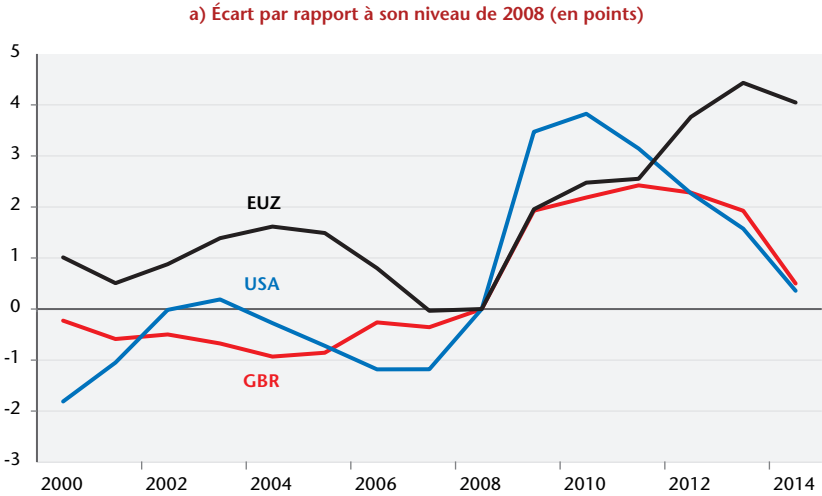
Dans les pays de l'OCDE, l'emploi s'est fortement ajusté depuis le déclenchement de la crise : le taux d'emploi a reculé en moyenne de 2,2 points entre 2008 et 2014 et le taux de chômage a augmenté de 2,9 points. En outre, l'ajustement n'a pas seulement concerné le volume total d'emploi mais il est aussi passé par la réduction du temps effectif de travail par salarié.

Avec l'entrée en récession en 2008, la hausse du chômage a été particulièrement forte aux États-Unis alors que son évolution en zone euro était plus limitée et comparable à celle constatée au Royaume-Uni. À partir de 2011 une divergence marquée entre les économies s'instaure : la crise des dettes souveraines, qui s'est traduite par une hausse importante des taux d'intérêt, et l'ampleur de l'ajustement budgétaire, ont pesé fortement sur l'activité en zone euro, se traduisant par une nouvelle hausse du taux de chômage (+1,5 point entre 2011 et 2014) alors qu'il déclinait outre-Atlantique et se stabilisait au Royaume-Uni. En 2014, le taux de chômage a quasiment retrouvé son niveau d'avant-crise aux États-Unis et au Royaume-Uni mais reste de 4 points supérieur en zone euro malgré la légère décrue entamée en 2014 (graphique 1a).

De fortes divergences sont aussi visibles à l'intérieur de la zone euro (graphique 1b) notamment entre les économies les plus sujettes à la défiance des marchés (Espagne, Italie) et l'Allemagne. Dans ce dernier pays, au plus fort de la crise financière mondiale, le taux de chômage a augmenté très légèrement pour retrouver ensuite sa tendance décroissante, quasiment ininterrompue depuis 2005. En 2014, le taux de chômage en Espagne est de 13 points supérieur à son niveau de 2008, de 6 points en Italie, de 2,8 points en France, alors qu'il est inférieur de 2,4 points en Allemagne.

Selon le critère du taux de chômage, indicateur traditionnel des tensions sur le marché du travail, l'Allemagne, le Royaume-Uni et les États-Unis auraient donc effacé les stigmates de la crise, ce qui est loin d'être le cas de la France, de l'Italie et surtout de l'Espagne (graphique 1b).

Graphique 1. Taux de chômage (en % de la population active)

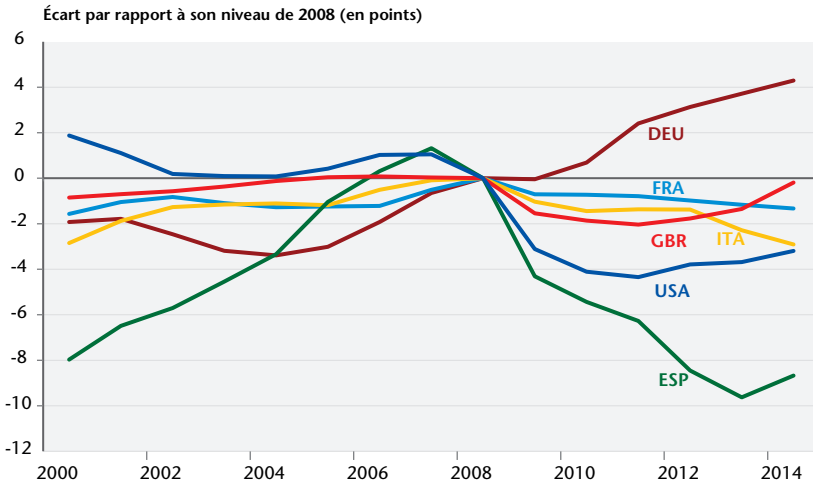


Source : OCDE, *Perspectives économiques*, n° 97, juin 2015.

Toutefois, le nombre de chômeurs au sens strict, tel qu'il est usuellement mis en avant pour juger de l'état du marché du travail, ne reflète qu'imparfaitement les nombreuses facettes d'une réalité multiforme. Un chômeur découragé peut avoir renoncé à rechercher activement un emploi et ainsi ne plus répondre aux critères statistiques de comptabilisation du chômage. Sa « sortie » du marché du travail, et la baisse du chômage qu'elle induit, traduit-

elle pour autant une amélioration de la situation ? On pourrait donc observer simultanément une diminution du taux de chômage et une baisse du taux d'emploi qui montreraient que la baisse du chômage proviendrait de sorties de population active et non pas de reprises d'emploi. Dans un tel cas de figure, l'amélioration du taux de chômage ne serait qu'un trompe-l'œil. Dans le même ordre d'idées, la baisse du chômage résultant de reprises d'emploi à temps partiel involontaire conserverait un caractère factice.

Graphique 2. Taux d'emploi (en % de la population en âge de travailler)



Source : OCDE, *Perspectives économiques*, n° 97, juin 2015.

Ainsi, l'évolution du taux d'emploi permet d'enrichir l'analyse (graphique 2). Si on se cantonne au seul nombre de chômeurs, les effets de la crise semblent s'être dissipés aux États-Unis, alors que la crise des *subprime* a trouvé son origine précisément dans ce pays. Néanmoins, la situation reste dégradée sur le front de l'emploi comme l'atteste le taux d'emploi. La forte chute du taux d'activité observée outre-Atlantique (-3 points) réconcilie l'évolution du taux de chômage avec celle du taux d'emploi. Les importantes destructions d'emplois de la période 2008-2009 ont certainement eu un impact conjoncturel sur la population active à travers l'effet de flexion des taux d'activité qui a poussé nombre d'actifs à sortir du marché du travail, mais d'autres effets, plus structurels, semblent expliquer cette tendance qui s'est poursuivie après 2009. Ainsi, la population inactive telle que mesurée par les statistiques officielles

pourrait inclure en réalité des chômeurs, suggérant que le marché du travail américain reste plus dégradé que ce que le seul de taux de chômage laisse apparaître.

L'Allemagne garde sa spécificité car il s'agit du seul pays où le taux d'emploi a augmenté depuis 2008 (+4 points). Au Royaume-Uni, le taux d'emploi a quasiment retrouvé son niveau d'avant-crise, comme le taux de chômage, laissant penser que l'impact de la crise a été effacé. En revanche, le recul du taux d'emploi est marqué en Italie (-3 points) et en Espagne (-9 points).

Selon les données publiées par l'OCDE, l'ajustement réalisé depuis 2008 n'est pas simplement passé par le volume de l'emploi mais aussi par une adaptation du temps effectif de travail, y compris en Allemagne où la durée du travail par salarié a reculé de 45 heures par an. Dans ce pays, la part des emplois à temps partiel est restée quasiment inchangée, laissant penser qu'une partie de l'ajustement a été réalisé par la diminution du temps de travail des salariés en poste. En Espagne, le temps de travail annuel a reculé de 24 heures en moyenne entre 2008 et 2014. Au cours de cette période, la part des emplois salariés à temps partiel a augmenté de 5 points, suggérant que la hausse du chômage se serait accompagnée d'une précarisation des conditions de travail. Ce constat est aussi valable pour l'Italie où la part de l'emploi à temps partiel aurait augmenté de 3 points depuis 2008. Selon l'OCDE, les salariés à temps partiel involontaire représentent désormais 15,9 % du total des salariés en Espagne (7,8 % en 2008) et 19,2 % en Italie (10,4 % en 2008). Par contre, la part des salariés à temps partiel involontaire a reculé en Allemagne (de 8,8 % des salariés en 2008 à 5,7 % en 2014), un signal supplémentaire de l'amélioration du marché du travail dans ce pays.

1.2. Un ajustement des salaires plus contenu

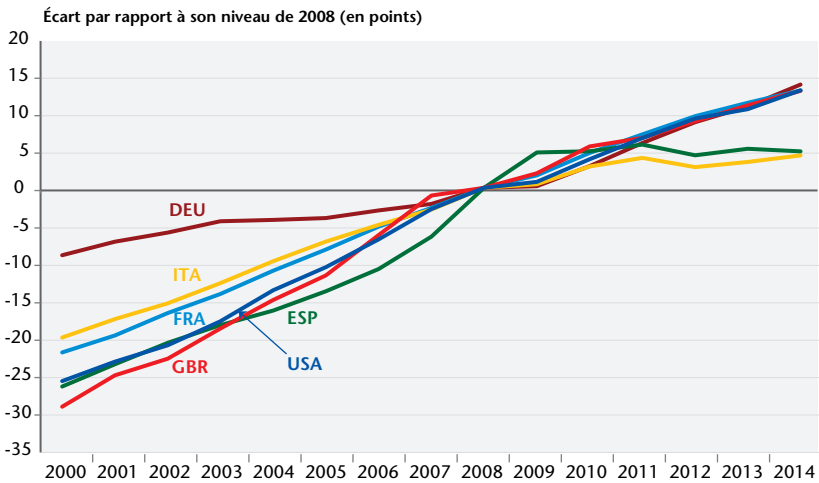
Depuis l'année 2008, les rémunérations nominales des salariés¹ ont maintenu une tendance croissante. Sur le champ de l'ensemble de l'économie² (graphique 3), les rémunérations par salarié ont

1. Correspondant au poste D1 de la comptabilité nationale, incluant notamment l'ensemble des rémunérations perçues par les salariés (salaires et traitements bruts) et les cotisations sociales employeurs.

2. Pour des détails sur la dynamique des rémunérations nominales sur le champ marchand, voir la partie consacrée à ce sujet dans la synthèse internationale de cette prévision.

augmenté de 13,2 points en Allemagne entre 2008 et 2014 (+2,2 points par an), soit la plus forte croissance parmi les six pays étudiés, en accélération par rapport à la période 2000-2007. Ceci semble cohérent avec le dynamisme du marché du travail décrit ci-dessus. Ensuite, les rémunérations par salarié ont augmenté de 12,5 points en France, au Royaume-Uni et aux États-Unis (soit +2,1 points par an), alors que ces trois pays ont connu des évolutions assez différentes en termes d'emploi et de chômage. Enfin, l'évolution est plus modérée en Italie (+4,2 points entre 2008 et 2014, soit +0,7 point par an) et en Espagne (+4,7 points, +0,8 point par an), mais est restée positive malgré un ajustement massif de l'emploi et du chômage, notamment en Espagne.

Graphique 3. Rémunération par salarié – ensemble de l'économie

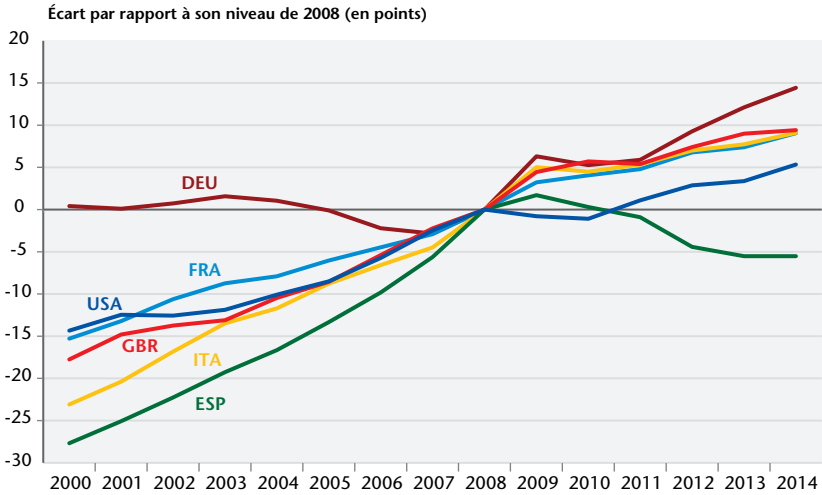


Source : OCDE, *Perspectives économiques*, n° 97, juin 2015.

La persistance de la croissance des salaires, à des rythmes proches dans plusieurs pays en dépit de l'hétérogénéité de la situation sur leur marché du travail, a justifié l'application de réformes structurelles visant à flexibiliser le marché de l'emploi.

Toutefois, l'analyse des rémunérations salariales ne reflète pas à elle-seule l'ampleur de l'ajustement salarial réalisé depuis la Grande Récession. En particulier, l'évolution de la productivité constitue une deuxième variable importante pour appréhender la dynamique implicite des salaires nominaux. Les coûts salariaux unitaires (CSU, graphique 4) ont décri fortement en Espagne

Graphique 4. Coûts salariaux unitaires – ensemble de l'économie



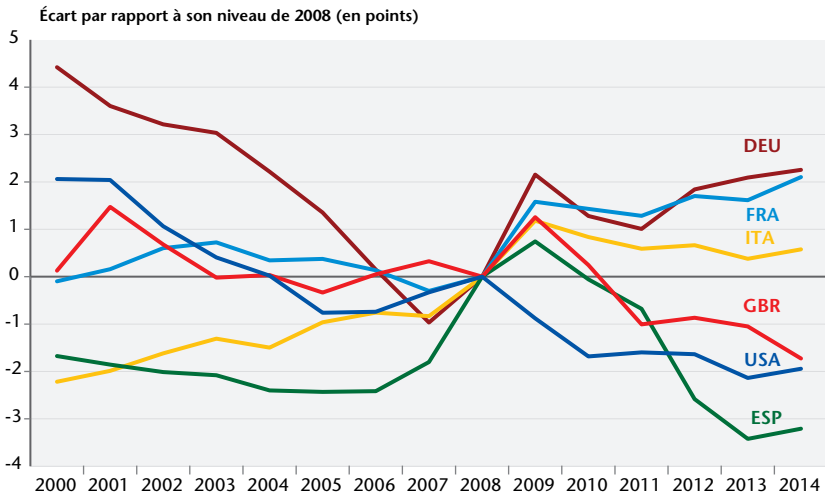
Source : OCDE, *Perspectives économiques*, n° 97 de juin 2015.

(-5,5 points) en raison des gains de productivité réalisés, sous l'effet de la compression de l'emploi et de la stabilisation des rémunérations salariales depuis 2009. Cette image contraste avec celle exprimée par les seules évolutions salariales qui affichaient un faible ajustement des coûts salariaux malgré l'explosion du chômage. À l'inverse, les CSU allemands ont accéléré fortement depuis 2008 (+14 points) après leur stagnation sur la période 2000-2007. Ainsi, un certain rééquilibrage des coûts salariaux a été réalisé entre ces deux pays depuis 2008, même s'il reste insuffisant au regard des déséquilibres générés avant-crise. En France³, en Italie et au Royaume-Uni, les CSU sont supérieurs de 9 points à ceux de 2008. Si la faiblesse des salaires italiens semblait suggérer que la crise avait causé un ajustement salarial, la croissance des CSU en lien avec la stagnation de la productivité renvoie une image opposée. Enfin, aux États-Unis, l'ajustement salarial réalisé est supérieur à celui qui est suggéré par les rémunérations nominales. La faible hausse des CSU américains peut être rapprochée de la croissance de la productivité, et semble plus en phase avec un marché du travail peu dynamique.

3. En raison des règles de la comptabilité nationale, harmonisées au niveau international, la mesure des CSU fournie par l'OCDE ne tient pas compte de l'effet du CICE sur l'évolution du coût du travail. Borey, Coudin et Luciani (2015), intègrent comptablement les effets du CICE aux comparaisons internationales, ce qui les amène à des évolutions des CSU plus modérées en France.

La part des salaires dans le PIB permet d'approcher l'ajustement des CSU en termes réels (déflatés par les prix de la valeur ajoutée, graphique 5). Depuis 2008, l'ajustement le plus fort aurait été observé en Espagne (-3 points de valeur ajoutée) et dans les pays anglo-saxons (-2 points). Le cas britannique surprend car la situation de l'emploi y semble équivalente à celle de 2008, contrairement aux États-Unis. En France et en Italie, la part des salaires dans le PIB a augmenté, en partie à cause du faible ajustement salarial et en partie à cause des sureffectifs cumulés depuis le début de la crise (100 000 emplois dans le secteur marchand en France selon nos dernières évaluations⁴). Enfin, la part des salaires a augmenté de 2,3 points en Allemagne depuis 2008, autre signe d'un début de rééquilibrage en zone euro, mais la part des salaires dans le PIB s'y établit à un niveau quasiment identique à celui de 2004, alors que le taux de chômage est inférieur de 5,3 points et le taux d'emploi supérieur de 7,7 points, laissant penser qu'au regard de la nette amélioration du marché du travail, les évolutions salariales restent contenues en Allemagne.

Graphique 5. Part des salaires dans le PIB



4. Pour plus de détails, voir Plane, *et al.* (2015), dans ce numéro.

Au vu des évolutions de l'emploi, du chômage et des salaires au sein des principales économies développées, et des changements structurels possibles qu'elles sous-tendent pour certains pays, il est légitime de s'interroger sur la capacité des modèles traditionnels à retracer l'ajustement salarial réalisé depuis le début de la crise.

2. Lien salaires-chômage : une typologie des modèles disponibles

La quantification de l'impact de l'ajustement du marché du travail sur les salaires repose sur une modélisation économétrique de la dynamique salariale, avec un choix ouvert sur le type de relation existant entre les tensions sur le marché de l'emploi – mesurées par le taux de chômage – et les salaires. Ce choix de modélisation peut mener à des conclusions relativement différentes, notamment sur les effets à long terme de la crise sur les salaires.

2.1. Deux options dans la littérature : courbe de Phillips ou WS

La littérature privilégie deux modèles : la courbe de Phillips et la courbe WS (pour *Wage Setting*). La courbe de Phillips, dénommée ainsi en référence à l'article fondateur de Phillips (1958), décrit la relation empirique négative existant entre le taux de croissance des salaires et le taux de chômage, conditionnellement aux évolutions des prix à la consommation :

$$w_t - w_{t-1} = c + (p_t - p_{t-1}) - \beta U_t + \varepsilon_t$$

Où w_t et p_t représentent respectivement le logarithme du salaire nominal et de l'indice des prix à la consommation à la date t , U_t le taux de chômage au sens du BIT à la date t , c une constante et ε_t un terme d'erreur. L'indice des prix à la consommation contemporain peut être remplacé par les anticipations de prix à la consommation p_t^e (courbe de Phillips augmentée). Par la suite, d'autres variables explicatives ont pu être ajoutées, notamment l'évolution de la productivité ou celle du salaire minimum.

Cette relation modélise le processus de négociation salariale entre les salariés et les employeurs. Selon ce modèle, les négociations salariales tiennent compte de l'évolution des prix à la consommation, car les salariés négocient dans le but d'obtenir un niveau donné de salaire réel. Le pouvoir de négociation des salariés dépend essentiellement de l'état des tensions sur le marché du

travail, mesurées par le taux de chômage, étant entendu qu'un niveau élevé de chômage déplace le rapport de force en faveur des entreprises pour modérer la progression des salaires.

La courbe de Phillips a été attaquée d'un point de vue théorique notamment par les travaux de M. Friedman et E. Phelps. Ces auteurs ont contesté le fait qu'il y ait un arbitrage permanent entre inflation et chômage, notamment par la prise en compte des anticipations de prix dans la courbe de Phillips. Plus tard, Blanchard et Katz (1997) ont montré que les principales théories de la fixation des salaires, comme celle du salaire d'efficacité ou les modèles d'appariement, aboutissent à des prédictions sur le niveau des salaires et non sur ses évolutions. Une équation de salaire standard, aussi appelée courbe WS, issue de ces modèles, serait donc :

$$w_t - p_t^e = \mu b_t + (1 - \mu)\pi_t - \beta U_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où b_t représente le salaire de réserve, dépendant des revenus non salariaux, notamment les prestations sociales, qui constituent le revenu alternatif au revenu salarié ; π_t représente la productivité du travail salarié. Le salaire réel attendu résulterait ainsi de l'utilité accordée à la relation salariale proprement dite, représentée par le terme $\mu b_t + (1 - \mu)\pi_t$ et de l'état global du marché de l'emploi, synthétisé par le taux de chômage ($-\beta U_t$).

Selon Blanchard et Katz (1999), la formulation théorique de la courbe WS peut être réconciliée avec la courbe de Phillips dans certains cas particuliers. Par exemple, si le salaire de réserve dépend du salaire réel passé (ce qui pourrait s'expliquer par des facteurs psychologiques⁵) et de l'évolution de la productivité (ce qui est possible si cette dernière a un impact sur les revenus non salariaux), on peut écrire :

$$b_t = a + \lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)\pi_t$$

En remplaçant le salaire de réserve dans la courbe WS canonique (1), on obtient :

$$w_t - p_t^e = \mu a + \mu\lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \mu\lambda)\pi_t - \beta U_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Cette courbe WS peut être compatible avec une courbe de Phillips si $\mu\lambda = 1$, ce qui peut émerger dans le cas particulier où la productivité n'a pas d'impact direct sur le salaire de réserve ($\lambda = 1$)

5. Par exemple la volonté de maintenir un statut social, représenté par le salaire réel passé.

et où la productivité n'a pas d'impact sur le salaire conditionnellement au salaire de réserve ($\mu = 1$). Les auteurs considèrent que ces conditions, bien que fortes, ne peuvent pas être exclues *a priori*. Ainsi, pour être conforme avec la théorie économique, une relation entre le niveau des variables explicatives de la courbe de Phillips (prix à la consommation, productivité et taux de chômage) et le niveau des salaires devrait être privilégiée. La courbe de Phillips correspond à une version contrainte (donc testable) de la relation WS. Toutefois, la littérature empirique semble privilégier les formulations à la Phillips.

2.2. Dynamique des salaires depuis 1980 : avantage à Phillips

Pour départager ces deux formes fonctionnelles, deux approches sont proposées dans cette étude. Premièrement, partant des relations théoriques de Blanchard et Katz, il est possible d'estimer pour chaque pays la courbe WS directement issue de leur cadre théorique et de tester si la contrainte est vérifiée. Ensuite, une méthode purement statistique, plus flexible, permet de comparer la qualité prédictive des deux modèles.

Données utilisées

Notre analyse se focalise sur les évolutions salariales dans six grandes économies avancées : la France, l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. Pour les pays européens, les données sont issues d'Eurostat et, pour les États-Unis, les données sont celles du Bureau of Labor Statistics (BLS). L'échantillon des données disponibles commence au 1^{er} trimestre 1980, sauf pour l'Italie où les séries commencent au 1^{er} trimestre 1982 et pour l'Allemagne au 1^{er} trimestre 1991. Les données sont disponibles jusqu'au 2^e trimestre 2015. Nous étudions les évolutions salariales dans la branche marchande⁶ car les salaires dans les administrations publiques peuvent avoir des déterminants différents de ceux explicités ci-dessus. Enfin, notre variable d'intérêt est le salaire brut horaire.

6. Les branches O-Q, à savoir « Administration publique, défense, éducation, santé humaine et action sociale », sont exclues de l'analyse.

Blanchard et Katz (1999) : avantage à Phillips pour tous les pays

En partant de la relation théorique (2) issue des travaux de Blanchard et Katz, il est possible de réécrire la courbe WS :

$$w_t - w_{t-1} = \mu a + (p_t^e - p_{t-1}) - (1 - \mu\lambda) (w_{t-1} - p_{t-1} - \pi_{t-1}) \Delta\pi_t - \beta U_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Cette nouvelle équation, peut être estimée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE). La relation de long terme entre le niveau du salaire, celui de l'indice de prix à la consommation et de la productivité du travail a la forme $(w_{t-1} - p_{t-1} - \pi_{t-1})$ et la force de rappel est égale à $(1 - \mu\lambda)$. Ainsi, il est possible de tester si la force de rappel est significativement égale à $(1 - \mu\lambda)$, ce qui est équivalent à vérifier si $\mu\lambda = 1$, soit la contrainte théorique qui permet de réconcilier une modélisation empirique à la Phillips avec la théorie économique.

L'estimation de l'équation (3) permet de valider la contrainte dans tous les pays, suggérant que les conditions théoriques pour que la courbe de Phillips soit observée empiriquement sont réunies (tableau 1).

Tableau 1. Sélection de la forme fonctionnelle à partir du modèle de Blanchard et Katz (1999)

	Force de rappel	t-stat	Significativité
DEU	-0,014	-0,90	n.s.
GBR	-0,009	-0,36	n.s.
ITA	-0,019	-1,44	n.s.
USA	0,001	0,37	n.s.
ESP	0,011	0,72	n.s.
FRA	-0,002	-0,19	n.s.

Source : calculs OFCE.

Toutefois, la validation de la courbe de Phillips peut être dépendante de la spécification choisie, certes cohérente avec un modèle théorique, mais qui pourrait s'avérer trop restrictive. Afin de confirmer le choix d'une modélisation à la Phillips, nous avons testé des modèles plus flexibles permettant d'assurer la robustesse de notre choix.

Comparaison des propriétés statistiques : la courbe de Phillips garde son avantage

Dans sa forme réduite, la courbe WS peut être spécifiée de la façon suivante :

$$w_t = p_t + \pi_t + \eta z_t - \phi U_t$$

En différenciant cette équation, on aboutit à la dynamique salariale :

$$\Delta w_t = \Delta p_t + \Delta \pi_t + \eta \Delta z_t - \phi \Delta U_t. \quad (4)$$

De la même façon, la forme réduite d'une courbe de Phillips correspond à :

$$\Delta w_t = \alpha \Delta p_t + \beta \Delta \pi_t + \eta \Delta z_t - \phi U_t \quad (5)$$

Ces deux modèles écrits en forme réduite ont une différence notable : dans une spécification WS, la dynamique salariale dépend de la *variation* du taux de chômage alors que dans une spécification à la Phillips, elle dépend du *niveau* du taux de chômage. Cette différence peut permettre de discriminer entre les deux équations. Pour ceci, une équation incluant les deux termes peut être estimée.

$$\Delta w_t = \alpha_1 \Delta p_t + \beta_1 U_t + \beta_2 \Delta U_t + \gamma V_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

où V_t comporte un ensemble de variables retardées qui peuvent avoir une influence sur la dynamique de court terme et qui assurent que ε_t soit un bruit blanc.

Le modèle général (6) intègre simultanément les deux spécifications (4) et (5) : il est donc possible de comparer les propriétés statistiques du modèle général vis-à-vis du modèle contraint où β_2 est égal à 0, qui correspond précisément à la spécification WS (4). Si le modèle contraint dispose de propriétés statistiques proches du modèle général, bien que moins riche, il faut sélectionner une spécification WS. En revanche, si le modèle général est de meilleure qualité, une spécification à la Phillips (5) devrait être privilégiée. On pourrait penser qu'un modèle où β_1 et β_2 sont tous les deux significatifs pourrait constituer une déviation par rapport à l'équation de Phillips. Toutefois, la présence d'un terme en variation du taux de chômage peut correspondre à un facteur présent dans la dynamique de court terme de l'équation de Phillips. D'un point de vue théorique, ceci est également compatible, selon Cahuc et

Zylberberg (1996), avec une courbe de Phillips avec chômeurs hétérogènes⁷. La qualité statistique relative des deux modèles sera évaluée à l'aune d'un critère d'information (AIC). Ce critère pondère la capacité prédictive du modèle en la pénalisant par le nombre de paramètres estimés.

L'analyse des résultats statistiques favorise systématiquement une spécification à la Phillips (tableau 2), confirmant les résultats de la sous-section précédente. En effet, selon le critère d'information AIC, la perte d'information associée au retrait du taux de chômage en niveau n'est pas compensée par le gain d'un degré de liberté. En se fondant sur ce critère, purement statistique, seul le cas italien pose problème. Néanmoins, le coefficient associé à la variation du taux de chômage dans la version contrainte du modèle est de signe positif pour ce pays. Ceci implique qu'une hausse du taux chômage ferait accélérer, toutes choses égales par ailleurs, les salaires. Nous avons donc privilégié une courbe de Phillips, car en ayant les mêmes propriétés prédictives, le résultat est plus conforme à la théorie économique.

Tableau 2. Sélection de la forme fonctionnelle à partir d'un critère purement statistique

		AIC	β_1	β_2	Échantillon	Choix
DEU	Modèle général	-7,42	-0,09**	-0,42	1998T1-2015T2	Phillips
	Modèle contraint	-7,38	—	-0,50		
FRA	Modèle général	-9,03	-0,08**	-0,08	1985T1-2015T1	Phillips
	Modèle contraint	-9,01	—	-0,06		
ESP	Modèle général	-5,77	-0,07*	-0,67*	1981T2-2015T2	Phillips
	Modèle contraint	-5,74	—	-0,57**		
ITA	Modèle général	-7,27	-0,05	0,06	1985T1-2015T1	Phillips
	Modèle contraint	-7,27	—	0,02		
GBR	Modèle général	-5,54	-0,22***	0,41	1994T1-2015T2	Phillips
	Modèle contraint	-5,52	—	0,67		
USA	Modèle général	-9,97	-0,03*	-0,02	1981T2-2015T2	Phillips
	Modèle contraint	-9,89	—	-0,04		

Note : * coefficient significatif à 1 % ; ** significatif à 5 % ; *** significatif à 10 %.

Source : calculs OFCE.

7. Dans laquelle les chômeurs de courte durée pèsent potentiellement plus sur les salaires que les chômeurs de longue durée.

Dans les six pays d'intérêt, la courbe de Phillips constitue un bon modèle de la dynamique salariale tant par ses propriétés statistiques que par ses propriétés théoriques. La modélisation de la dynamique salariale par une courbe de Phillips est ainsi validée par la capacité prédictive du modèle. De plus, la contrainte sur les paramètres nécessaire pour que la courbe de Phillips soit conforme avec la théorie est vérifiée. Ces deux résultats nous poussent à utiliser ce modèle pour analyser les évolutions salariales depuis le déclenchement de la crise financière.

3. La courbe de Phillips explique-t-elle la dynamique des salaires pendant la crise ?

Le choix de modéliser la dynamique des salaires avec des courbes de Phillips a été conduit empiriquement à partir de données sur longue période. La question qui se pose ensuite est de savoir si ce modèle parvient à rendre compte de l'évolution des salaires observée depuis le début de la crise. La mise en évidence d'un possible impact de la crise sur la relation entre les salaires et le taux de chômage conditionne l'appréciation des évolutions futures des salaires et des prix et éclaire le débat sur le risque déflationniste qui menace toujours des économies dans lesquelles persistent les effets de la crise.

3.1. Spécification économétrique et résultats des estimations

Pour chaque pays, la courbe de Phillips a été estimée sous forme de modèle à correction d'erreur⁸. L'ordre d'intégration des variables motive ce choix. En règle générale, dans les pays étudiés, les salaires et les prix à la consommation sont intégrés d'ordre 2, le taux de chômage est intégré d'ordre 1 et la productivité horaire des salariés est intégrée d'ordre 1 dans certains pays (Allemagne, Italie, Royaume-Uni et aux États-Unis) et d'ordre 2 dans d'autres⁹. Ces résultats sont comparables à ceux existant dans la littérature¹⁰.

8. La variable explicative est donc le changement de la variation du salaire nominal horaire.

9. Des tests KPSS et *augmented-Dickey Fuller* ont été réalisés pour tester l'ordre d'intégration. Par souci d'exhaustivité, des spécifications avec tendance déterministe et sans tendance ont été analysées. L'ordre d'intégration change en fonction de l'hypothèse retenue. Toutefois, nous avons retenu les ordres d'intégration sans tendance déterministe. Le détail des résultats est présenté dans le tableau 5 en annexe.

10. Par exemple, voir Heyer *et al.* (2000) pour une analyse du cas français.

Selon Banerjee *et al.* (1993), l'estimation sous forme de MCE permet de tester la relation de cointégration entre les variables en une seule étape. En effet, si la dynamique de court terme est stationnaire, la significativité de la force de rappel assure la validité de la relation de long terme¹¹. Si notre étude s'intéresse particulièrement aux paramètres de la courbe de Phillips telle que définie dans la relation (5), pour simuler les évolutions salariales il est aussi nécessaire de tenir compte des facteurs influençant la dynamique de court terme des salaires. Cette dynamique comporte notamment les évolutions retardées des salaires, des prix, de la productivité ou du taux de chômage, de sorte que le terme d'erreur du modèle soit un bruit blanc gaussien. Les équations estimées ont précisément la forme suivante :

$$\Delta^2 w_t = \gamma(\Delta w_{t-1} - \beta \Delta p_{t-1} - \gamma \Delta \pi_{t-1} - \lambda U_{t-1} - c) + \sum_{i \geq 1} \alpha_i \Delta^2 w_{t-i} + \sum_{i \geq 0} \beta_i \Delta^2 p_{t-i} + \sum_{i \geq 0} \gamma_i \Delta^2 \pi_{t-i} + \sum_{i \geq 0} \zeta_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t$$

Les résultats détaillés des estimations sont présentés dans le tableau 3 et dans le graphique 9 de l'annexe. Les résidus de ces estimations ont tous les propriétés statistiques désirées : ils ne sont pas autocorrélés (tests LM(1) et LM(4)), ils ne souffrent pas d'hétéroscédasticité (test ARCH(4)) et leur distribution est gaussienne (test Jarque-Bera). Il est donc possible d'utiliser les modèles retenus pour évaluer la dynamique salariale. La force de rappel est statistiquement significative dans l'ensemble des pays, suggérant qu'il y a bien une relation de long terme entre la dynamique salariale et les déterminants de la courbe de Phillips.

Quantitativement, l'impact à long terme d'un point supplémentaire de taux de chômage sur la dynamique salariale est proche dans l'ensemble des pays étudiés. Toutes choses égales par ailleurs, un point supplémentaire de chômage ampute à long terme la dynamique salariale de 0,15 point en France et au Royaume-Uni, de 0,11 point en Allemagne, de 0,09 point aux États-Unis, de 0,08 en Italie et de 0,07 en Espagne. Sauf pour l'Espagne, ces effets sont moins importants que ceux trouvés par Blot *et al.* (2012). Le seul pays où les variations du taux de chômage ont aussi un impact

11. La significativité du paramètre ne doit pas être évaluée à partir des niveaux seuils d'une loi de Student mais à partir de la distribution fournie par Ericsson *et al.* (2002).

significatif sur celle des salaires est la France. Ce terme a été considéré comme faisant partie de la dynamique de court terme, même s'il peut avoir d'autres interprétations, notamment dans un contexte où les chômeurs sont hétérogènes¹². La croissance de la productivité aurait un impact sur la dynamique salariale dans tous les pays hormis aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il est hâtif d'en conclure que les salaires sont déconnectés de la productivité dans ces pays. Il est possible que les salaires y soient négociés en fonction de la tendance de productivité qui serait capturée, parmi d'autres éléments, par la constante de la régression. Ainsi dans les régressions présentées tableau 3, il convient d'interpréter les coefficients de la productivité comme la part de la déviation de la productivité par rapport à sa tendance perçue par les salariés. Cette part va de 20 % en Allemagne à 62 % en Italie.

Tableau 3. Courbes de Phillips estimées pour les six pays

Courbe de Phillips	USA	ITA	FRA	ESP	GBR	DEU
Force de rappel (γ)	-0,34 (-6,56)	-0,56 (-4,34)	-0,58 (-7,57)	-0,84 (-8,44)	-0,98 (-13,28)	-0,83 (-6,89)
Taux de croissance des prix à la consommation (β)	0,41 (4,26)	0,63 (2,71)	0,22 (1,91)	0,95 (4,20)	0,08 (0,39)	0,37 (0,54)
Taux de chômage (λ)	-0,09 (-3,46)	-0,08 (-1,37)	-0,15 (-2,76)	-0,07 (-1,86)	-0,15 (-1,76)	-0,11 (-2,28)
Taux de croissance de la productivité du travail (γ)		0,62 (2,43)	0,49 (3,62)	0,31 (1,90)		0,20 (1,51)
Taux de croissance du salaire minimum			0,19 (1,97)			
LM(1)	1,02 [p > 0,31]	0,37 [p > 0,54]	2,00 [p > 0,16]	1,72 [p > 0,20]	0,76 [p > 0,38]	0,09 [p > 0,77]
LM(4)	1,05 [p > 0,38]	0,48 [p > 0,75]	1,25 [p > 0,29]	1,11 [p > 0,35]	0,36 [p > 0,83]	0,66 [p > 0,77]
ARCH(4)	1,40 [p > 0,24]	0,69 [p > 0,60]	1,66 [p > 0,16]	1,59 [p > 0,20]	1,49 [p > 0,21]	0,47 [p > 0,76]
Jarque-Bera	0,06 [p > 0,97]	0,93 [p > 0,63]	0,07 [p > 0,96]	5,1 [p > 0,08]	0,28 [p > 0,88]	2,45 [p > 0,29]
Échantillon	1981T1-2015T2	1985T1-2015T2	1985T1-2015T2	1980T4-2015T2	1990T1-2015T2	1998T1-2015T2

Note : Entre parenthèses les t de Student des coefficients estimés. Entre crochets la p-value des tests sur les résidus du MCE.

Source : calculs OFCE.

12. Voir Cahuc et Zylberberg (1996), pp. 387-390.

La littérature traite souvent de la question de la linéarité de la relation entre les salaires et le taux de chômage. Cette question, technique à première vue, peut s'avérer particulièrement pertinente dans un contexte où le taux de chômage a atteint des niveaux historiquement élevés dans certains pays, en particulier en Espagne et en Italie, mais aussi dans certains pays où il s'établit à des niveaux historiquement bas, notamment en Allemagne. Toutefois, la capacité prédictive des modèles non linéaires ne semble pas meilleure pour les six pays étudiés (tableau 4) : seulement en France et aux États-Unis des formes non linéaires présentent un très léger avantage en termes de part de la variance expliquée (statistique R^2) vis-à-vis d'une forme linéaire, mais l'écart est très modeste. Nous avons donc conservé une spécification linéaire commune à tous les pays.

Tableau 4. Part de la variance expliquée par chacune des spécifications de la courbe de Phillips

En %	Linéaire βU_t	Non linéaire β/U_t	Non linéaire $\beta \log(U_t)$
FRA	50,63	50,65	50,65
DEU	80,87	80,49	80,68
ITA	61,35	61,31	61,35
ESP	64,45	64,37	64,45
USA	47,35	47,96	47,79
GBR	75,57	75,43	75,51

Source : calculs OFCE.

Ayant estimé des courbes de Phillips pour les six pays d'intérêt, on peut ensuite s'interroger sur leur capacité à prévoir les évolutions des salaires dans le secteur marchand depuis 2011.

3.2. Comment la courbe de Phillips a-t-elle prévu les salaires depuis 2011 ?

La qualité prédictive de la courbe de Phillips au cours de la période 2011-2015 est jugée au travers de simulations dynamiques du modèle conduites à partir du 1^{er} trimestre 2011 (graphique 6).

En Espagne, les salaires prévus entre 2011 et 2013 restaient relativement dynamiques malgré un taux de chômage ayant déjà atteint 20 % de la population active, car la productivité était très dynamique. En regard, les augmentations de salaires observées

étaient inférieures à celles prédites par l'équation. La situation s'est inversée durant l'année 2013, avec le coup d'arrêt de la productivité et de l'inflation. En 2014 et au premier semestre 2015, les salaires ont pourtant continué à augmenter, bien que faiblement, alors qu'une déflation salariale de 1 % à 2 % par an aurait dû être observée si l'on en croit la courbe de Phillips. Ces divergences renvoient à l'existence possible de rigidités nominales¹³, particulièrement quand la dégradation du marché du travail au-delà d'un certain seuil impliquerait de diminuer les salaires nominaux.

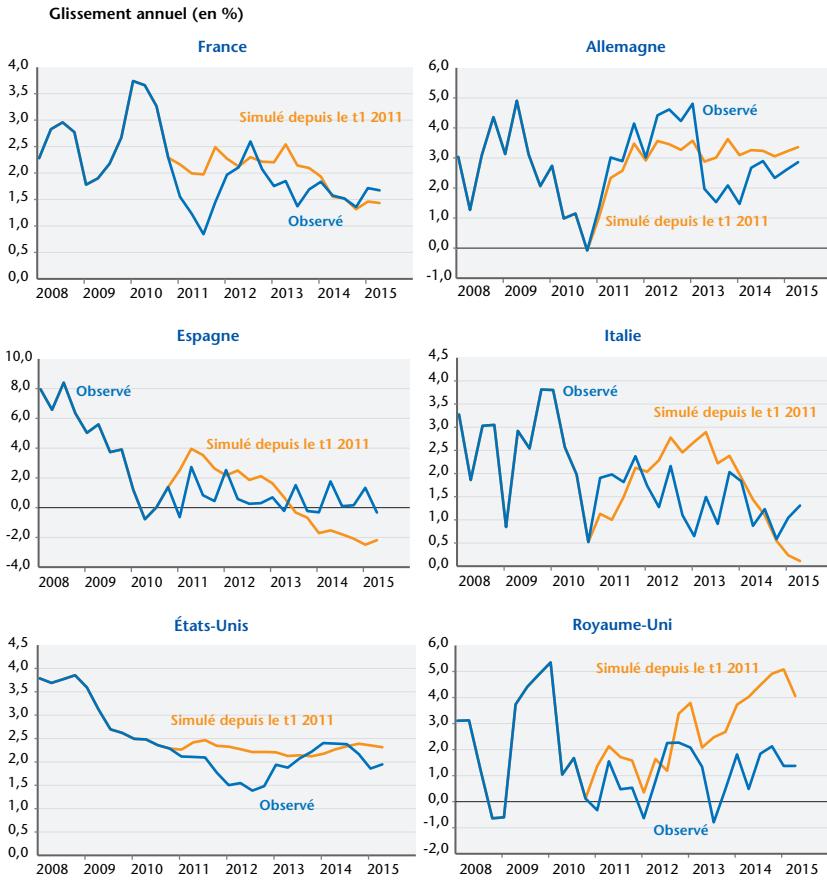
L'Italie et la France sont dans des situations proches, avec une inflation salariale attendue par la courbe de Phillips d'environ 2,5 % en 2013, suivie d'une décrue vers 1,5 % en France au 2^e trimestre 2015 et 0 en Italie. Comme en Espagne, on y observe une surestimation de l'inflation dans un premier temps suivie d'une sous-estimation, mais quantitativement la déconnexion entre salaires observés et attendus y est moindre. Tout comme l'Espagne, l'Italie serait particulièrement menacée à l'avenir par un renforcement des pressions déflationnistes selon la simulation réalisée à partir de la courbe de Phillips.

Dans le cas de l'Allemagne, la courbe de Phillips s'avère un assez bon prédicteur de l'inflation salariale observée depuis le déclenchement de la crise des dettes souveraines, malgré des écarts en 2012 et 2013 qui se compensent l'un l'autre.

Aux États-Unis et au Royaume-Uni, les augmentations de salaires ont généralement été inférieures à ce qui était attendu par la courbe de Phillips. On y observe donc une inflation durablement manquante, ce qui amène à penser que les pressions inflationnistes pourraient se renforcer à l'avenir dans ces deux pays. Mais il se pourrait également que ces pressions ne se matérialisent pas s'il s'avère que le taux de chômage n'est plus la bonne mesure, ou en tout cas la seule mesure, des tensions sur le marché du travail. La stagnation de la productivité observée au Royaume-Uni, en rupture avec une tendance haussière, pourrait expliquer une partie du décrochage entre la courbe de Phillips estimée et l'évolution constatée du salaire horaire dans le secteur marchand.

13. La prévision de la déflation salariale n'est pas dépendante des hypothèses sur la linéarité de la courbe de Phillips espagnole. La courbe de Phillips non linéaire prévoit une entrée dans un scénario de déflation salariale à partir du 1^{er} trimestre 2014, au lieu du 3^e trimestre 2013, et prévoit une baisse de salaires de 1,6 % (en glissement annuel) au 2^e trimestre 2015 contre -2,2 % par une forme linéaire.

Graphique 6. Simulation dynamique des courbes de Phillips



Sources : Eurostat, BLS. Calculs OFCE.

Dans le cas américain, la déconnexion pourrait s'expliquer par des évolutions plus profondes du marché du travail. Le taux d'activité, comme le taux d'emploi, ont significativement baissé durant la crise de 2007-2008, sans jamais retrouver leurs niveaux antérieurs alors que le taux de chômage a quasiment retrouvé son niveau de 2008. Certes, les importantes destructions d'emplois de la période 2008-2009 ont eu un impact conjoncturel sur la population active à travers la flexion des taux d'activité, mais d'autres effets semblent expliquer cette tendance qui s'est poursuivie après 2009. Ainsi, la population inactive telle que mesurée par les statistiques officielles inclurait en réalité des chômeurs découragés. Ce

chômage caché pèserait lui aussi sur la dynamique des salaires. Ceci pourrait expliquer en partie pourquoi le lien entre l'évolution salariale et le taux de chômage officiel se serait distendu depuis 2008. Ainsi, les tensions inflationnistes aux États-Unis seraient plus modérées que ce qui est suggéré par une courbe de Phillips traditionnelle, qui ne tient pas compte de ces modifications structurelles du marché du travail américain.

À « l'inflation salariale manquante » de 2011-2012 a donc succédé une « déflation manquante » dans certains pays en 2014-2015. Dans l'ensemble, sur la période 2011-2015, l'évolution des salaires a ainsi été relativement déconnectée de ce que les régularités historiques auraient pu laisser penser.

Dans certains pays, la crise a modifié la relation entre certaines variables. En effet, l'estimation de la courbe de Phillips sur la période d'avant-crise (jusqu'au 4^e trimestre 2007), montre que les paramètres du modèle ont été modifiés sensiblement dans certains pays (tableau 6 en annexe). D'une part, le coefficient associé au taux de chômage est plus faible quand la période d'estimation inclut la période post-crise en Espagne et au Royaume-Uni, signe qu'au cours de cette période le lien entre ces deux variables se serait distendu. D'autre part, le coefficient associé à la productivité aurait augmenté récemment en Italie, comme celui du chômage en France, évolutions qui suggèrent que depuis 2008 les salaires sont plus corrélés avec certains déterminants macroéconomiques dans ces pays. Enfin, au Royaume-Uni, la constante de la courbe de Phillips diminue en prenant en compte la crise, ce qui semble compatible avec une rupture dans la tendance de la productivité du travail¹⁴.

Sept années après le début de la crise, il semblerait que celle-ci ait provoqué des ruptures structurelles dans le lien entre les salaires, les prix à la consommation, la productivité et le taux de chômage. Il convient à présent de se concentrer sur les pistes de recherche qui peuvent expliquer l'affaiblissement de ces liens au cours des dernières années.

14. Pour plus de détails, voir Barnett *et al.* (2014).

4. Modifications structurelles sur le marché du travail et pouvoir prédictif de la courbe de Phillips

La déconnexion observée entre la dynamique des salaires et les prévisions issues d'une courbe de Phillips semble avoir des raisons diverses selon les pays. Dans certains pays de la zone euro, comme en Espagne, en Italie et en France, les paramètres de long terme de la courbe de Phillips auraient été altérés par la crise, signe que des changements structurels seraient à l'œuvre. Ces changements structurels ne seraient pris en compte que de façon partielle, en raison du manque de recul historique dans les estimations précédentes. Au Royaume-Uni, un phénomène de même type pourrait être observé en plus d'une rupture apparente de la tendance de la productivité du travail. Aux États-Unis, il ne semble pas y avoir de changement dans la courbe de Phillips, mais le taux de chômage est remis en cause comme indicateur exclusif des tensions sur le marché du travail.

4.1. Indicateur des tensions sur le marché du travail : au-delà du taux de chômage

Comme nous l'avons souligné dans la première section, l'analyse des taux de chômage ne reflète pas complètement l'ensemble des dynamiques à l'œuvre sur les marchés du travail. Si la plupart des pays ont, au cours de la crise, réduit plus ou moins fortement la durée effective du travail pour préserver l'emploi, l'évolution apparemment favorable du marché du travail américain s'explique en grande partie par une baisse importante du taux d'activité. Afin de mesurer l'impact de ces ajustements (durée du travail et taux d'activité) sur le chômage, il est possible, sous certaines hypothèses¹⁵, de calculer le taux de chômage à emploi constant. À l'exception des États-Unis, où le taux d'activité s'est fortement réduit depuis 2007, l'ensemble des pays étudiés ont connu une augmentation de leur population active plus importante que celle de la population totale. Mécaniquement, sans créations d'emplois, ce dynamisme démographique a pour effet

15. Il est supposé qu'une hausse d'un point du taux d'activité entraîne, à emploi constant, une hausse du taux de chômage. L'emploi et la durée du travail ne sont ici pas considérés en équivalent temps plein. Pour plus de détails, voir Ducoudré et Madec (2015), que nous remercions par ailleurs de nous avoir fourni les séries pour réaliser la simulation en variante du taux de chômage.

d'accroître le taux de chômage des pays concernés. Ainsi, si le taux d'activité s'était maintenu à son niveau de 2007, le taux de chômage serait inférieur de 1,6 point en France et de 1,1 point en Italie. *A contrario*, sans la contraction importante de la population active américaine, le taux de chômage aurait été supérieur de plus de 3 points à celui observé en 2015. Il apparaît également que l'Allemagne a connu depuis la crise une baisse importante de son chômage alors même que son taux d'activité croissait, en lien notamment avec les réformes repoussant l'âge de la retraite. Sans ce dynamisme de la population active, le taux de chômage allemand serait de 3,1 %.

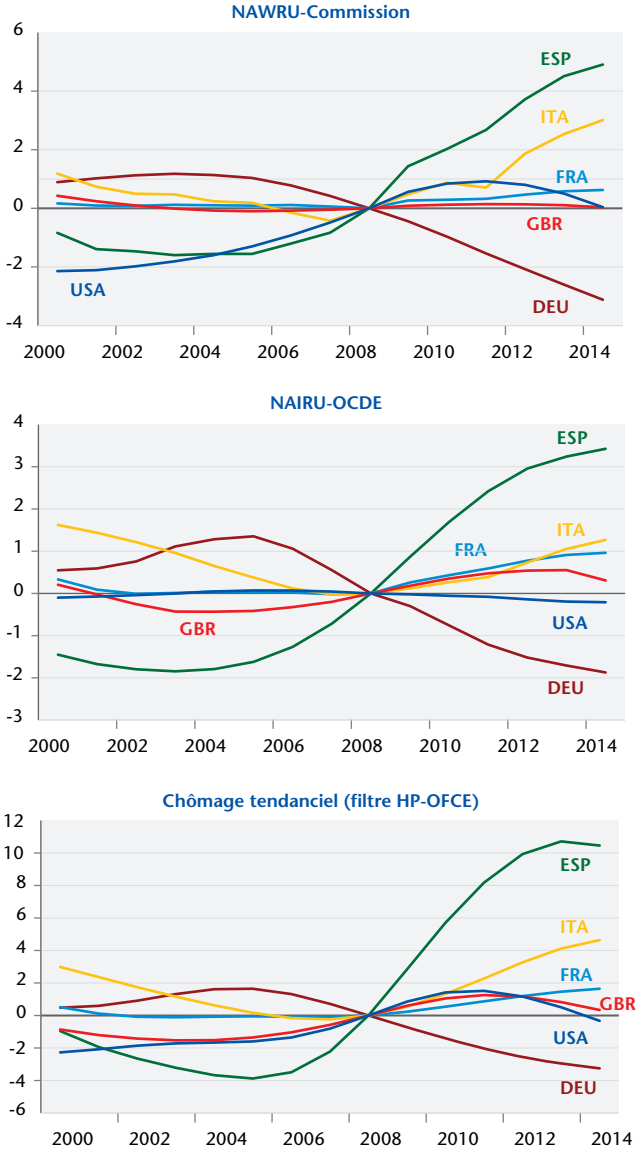
Quant à la durée du travail, les enseignements semblent bien différents. Il apparaît que si la durée du travail avait été maintenue dans l'ensemble des pays à son niveau d'avant-crise, le taux de chômage aurait été supérieur de plus de 3 points en Allemagne et en Italie, d'environ 1 point en France et en Espagne, pays dans lequel la durée du travail ne s'est réduite fortement qu'à partir de 2011. Aux États-Unis, le temps de travail n'a que très peu évolué au cours de la crise, tandis qu'il a eu plutôt tendance à croître au Royaume-Uni.

Nous avons construit une variante de l'évolution du taux de chômage qui tient compte simultanément de l'ajustement de la population active et de la durée effective du travail. La prise en compte de l'évolution de la population active et de la durée de travail ne permet pas d'améliorer significativement la prévision des salaires en France (sauf de façon marginale au cours du dernier semestre), en Espagne ou au Royaume-Uni. Ceci suggère que les écarts entre la dynamique salariale et les prévisions de la courbe de Phillips ne proviennent pas de ces potentielles erreurs de mesure des tensions sur le marché de l'emploi. À l'inverse, en Allemagne, en Italie et aux États-Unis, la prise en compte de ces deux dimensions supplémentaires de l'ajustement du volume de l'emploi permet d'améliorer les prévisions (voir graphique 8).

En Allemagne, la prise en compte de la réduction de la durée effective du travail permet de mieux prévoir la croissance des salaires depuis 2013. Si le taux de chômage s'établit à un niveau historiquement bas, la hausse des salaires est restée inférieure à 3 % dernièrement en raison d'une forme de chômage masqué par la baisse du temps de travail.

Graphique 7. Différentes mesures du taux de chômage qui stabilise l'inflation

Écart par rapport à son niveau de 2008 (en points)



Note de lecture : NAIRU (Non accelerating Inflation Rate of Unemployment); NAWRU (Non accelerating Wage Rate of Unemployment); HP (Hodrick-Prescott).

Sources : OCDE, Commission européenne, Eurostat, BLS, calculs OFCE.

La prise en compte des évolutions de la population active et de la durée de travail améliore nettement les prévisions des salaires au cours de la période 2011-2013 en Italie et aux États-Unis. Aux États-Unis, ceci reflète bien qu'une partie de la population officiellement recensée comme étant inactive incorpore des chômeurs qui ne déclarent pas avoir effectué une démarche active de recherche d'emploi. Dans les faits, ces chômeurs semblent encore avoir un lien avec le marché du travail et pèsent sur la dynamique salariale. Ainsi, la prise en compte de ces chômeurs non officiels amène à prévoir des salaires moins dynamiques par rapport à ce que la courbe de Phillips traditionnelle impliquerait. En Italie, un phénomène similaire est visible, mais ce n'est pas l'évolution de la population active qui permet d'améliorer la prévision des salaires, mais plutôt la prise en compte de la réduction de la durée effective du travail. Ainsi, la baisse constatée du temps de travail serait le signe d'un ajustement de l'emploi qui pèse sur les salaires.

Toutefois, dans les pays où le marché du travail est plus dégradé que ce que le seul taux de chômage suggère, les prévisions issues d'une courbe de Phillips avec taux de chômage corrigé redeviennent de mauvaise qualité à partir de 2014. Les salaires ont été plus dynamiques que ce que l'évolution de la variante suggère. Cette erreur peut être liée au fait que le cumul de six ans de crise commence à avoir des effets de plus long terme sur les tensions du marché du travail et que ce phénomène serait mal capturé par les courbes de Phillips estimées jusqu'ici. Plus la crise est longue, plus il semblerait que les stigmates de la crise deviennent permanents.

4.2. Des chômeurs durablement éloignés de l'emploi

Les formulations théoriques de la courbe de Phillips associent la dynamique salariale à l'écart entre le taux de chômage effectif et le NAIRU¹⁶ et non pas au niveau du taux de chômage. Or, les équations estimées dans la section 3 sont compatibles avec cette formulation à condition que le NAIRU soit fixe (voir encadré 1), alors que ce dernier peut être dépendant de facteurs conjoncturels (chocs ponctuels de productivité ou de certains prix importés) et structurels (mode de négociation salariale, rupture dans la tendance

16. Acronyme de l'expression anglaise *Non accelerating Inflation Rate of Unemployment* (« taux de chômage n'accélération pas l'inflation »).

de productivité). En outre, en présence d'effets d'hystérèse, le NAIRU est dépendant du niveau du taux de chômage passé¹⁷.

Selon les organisations internationales (voir graphique 7), le taux de chômage stabilisant l'inflation (des prix ou des salaires) aurait évolué sensiblement depuis 2008, en particulier en Espagne, en Italie et en Allemagne. Ces estimations du NAIRU, réalisées à partir de courbes de Phillips estimées à l'aide de filtres de Kalman¹⁸, tendent à montrer que les marchés du travail ont subi des bouleversements profonds dans ces pays. Enfin, le NAIRU aurait été stable aux États-Unis et au Royaume-Uni, suggérant que les stigmates de long terme de la crise seraient moins persistants dans ces deux pays. Une analyse de l'évolution tendancielle du taux de chômage, réalisée à partir d'un filtre de Hodrick-Prescott¹⁹, donne une image similaire des évolutions structurelles du marché de l'emploi dans ces pays.

Les courbes de Phillips de la section 3 ont été ré-estimées en remplaçant le niveau du taux de chômage par l'écart du chômage à sa tendance de long terme²⁰, estimée par un filtre de Hodrick-Prescott dans les conditions mentionnées ci-dessus. La possibilité que le NAIRU soit variable dans le temps permet notamment de tenir compte du fait que les chômeurs de longue durée pèsent de moins en moins sur la dynamique salariale à mesure qu'ils s'éloignent de l'emploi²¹. Ceci améliore les prévisions notamment en Espagne et en Italie, précisément les pays de notre échantillon où le chômage a le plus augmenté au cours de la crise. En particulier, la flexibilisation du NAIRU ne produit plus de prévisions d'une baisse des salaires nominaux (graphique 8). Dans les autres pays, les prévi-

17. Dans nos estimations, seule la courbe de Phillips française a comme variable explicative la variation du taux de chômage, variable générant de l'hystérèse. Voir Heyer et Timbeau (2002) pour plus de détails sur le cas français.

18. Voir Gianella *et al.* (2008) pour plus de détails. L'estimation de courbes de Phillips avec un *time varying NAWRU* (TV NAWRU) constitue un prolongement naturel à cette étude.

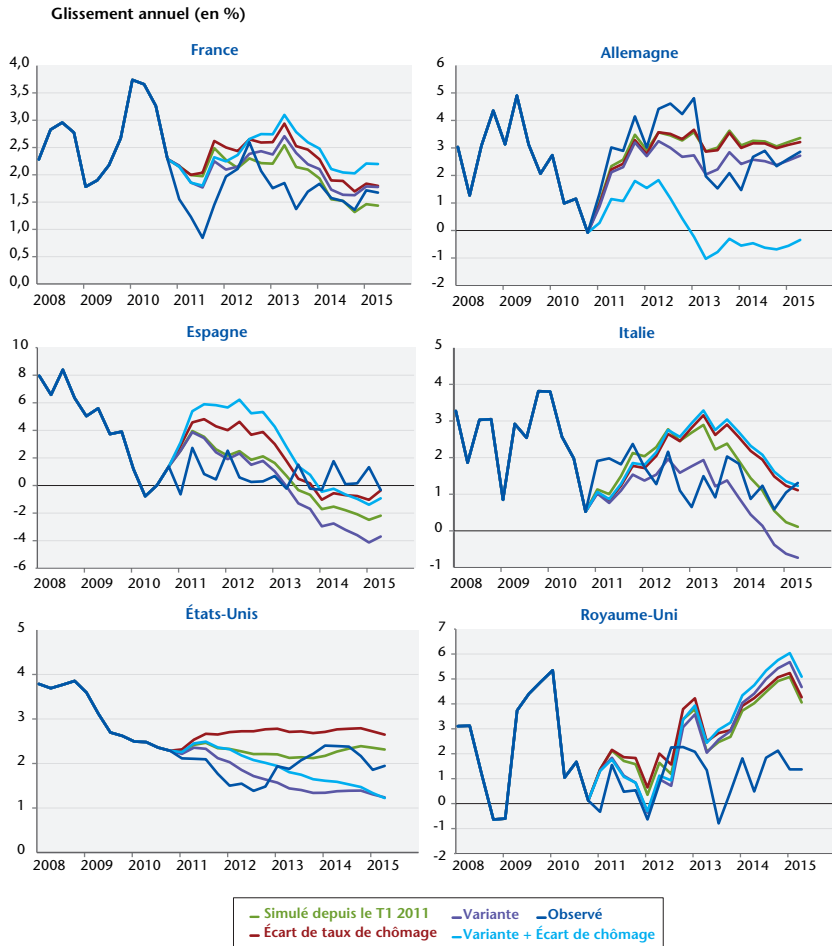
19. Le coefficient du filtre permettant de stabiliser les évolutions de la tendance de long terme a été choisi en conformité avec Ravn et Uhlig (2002). Afin de palier le biais des dernières périodes du filtre, la série du taux de chômage a été prolongée jusqu'à la fin 2017 à partir des dernières prévisions de l'OFCE. Ces prévisions ne rentrent pas dans les estimations des nouvelles courbes de Phillips.

20. Il serait opportun d'estimer un NAIRU qui soit conforme à nos estimations de la courbe de Phillips à l'aide d'un filtre de Kalman. Ceci est laissé pour un travail ultérieur. Les résultats sont disponibles auprès des auteurs.

21. Cet éloignement peut être le reflet d'une perte de capital humain ou d'une perte de la qualité du réseau pour trouver des nouveaux postes d'emploi.

sions de la dynamique salariale ne sont améliorées que marginalement. Aux États-Unis, les prévisions sont mêmes dégradées, signe qu'il reste très difficile d'appréhender avec les outils habituels les effets de long terme de la Grande Récession sur le marché du travail américain.

Graphique 8. Prévisions issues de différentes modifications à la courbe de Phillips



Note de lecture : la variante est construite à partir de l'hypothèse détaillée dans la section 4.1, où l'on construit un taux de chômage sous l'hypothèse que le taux d'activité et la durée de travail se seraient stabilisés à leur niveau du 4^e trimestre 2007.

Sources : Eurostat, BLS. Calculs OFCE.

Au Royaume-Uni, ni la correction du taux de chômage par les évolutions de la population active et de la durée du travail, ni la prise en compte d'un NAIRU variable ne permettent d'améliorer les prévisions issues de la courbe de Phillips. Cette situation est surprenante car la situation de l'emploi y semble équivalente à celle de 2008. Pour rappel, la part des salaires dans le PIB a baissé de 2 points au Royaume-Uni depuis 2008. L'absence d'accélération salariale dans un contexte où tous les indicateurs de l'emploi semblent positifs serait cohérente avec une rupture de la tendance de la productivité du travail.

Courbe de Phillips et NAIRU

Un modèle simple, incluant une courbe de Phillips et une équation reflétant le mode de fixation des prix permet d'établir une relation entre le taux d'inflation et le taux de chômage. Ce modèle est défini par les courbes :

$$\Delta w_t = c + (1 - \alpha)\Delta p_t + \alpha\Delta p_{t-1} + \beta\pi_t - \lambda U_t \quad (\text{courbe de Phillips})$$

$$\Delta p_t = \Delta w_t + \Delta\pi_t \quad (\text{courbe PS})$$

Après réécriture, il vient :

$$\alpha(\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) = c - \lambda U_t - (1 - \beta)\pi_t$$

Ainsi, la stabilisation de l'inflation ($\Delta p_t = \Delta p_{t-1}$) est compatible avec un niveau du taux de chômage \bar{U} , nommé NAIRU (acronyme de *Non accelerating Inflation Rate Unemployment*) égal à :

$$\bar{U} = \frac{c - (1 - \beta)\Delta\pi_t}{\alpha}$$

En absence de rupture dans les paramètres (c, β, α), et si la productivité du travail suit une tendance déterministe, le NAIRU est constant dans ce modèle.

5. Conclusion : un décrochage potentiel des anticipations ?

La courbe de Phillips reste l'une des relations, à la fois théorique et empirique, les plus utilisées par les économistes pour comprendre la dynamique macroéconomique, et en particulier celle des prix et des salaires. Malgré ses défauts, elle reste, selon nos résultats, la meilleure équation pour prévoir la dynamique salariale.

D'après les prévisions issues des courbes de Phillips, trois phases se seraient succédé depuis 2008 : entre 2008 et 2010, une période

où les salaires ont baissé moins que ne le suggère la hausse du chômage²² ; entre 2011 et 2012, une période d'inflation salariale trop basse ; et enfin, depuis 2013, une période de retour à « déflation manquante ». Un certain nombre de ces erreurs de prévision peuvent s'expliquer par des transformations survenues sur les marchés du travail (ajustement par le temps de travail, développement de formes de chômage mal capturées par les statistiques officielles et à terme éloignement durable de certains chômeurs de la population active). La prise en compte de ces transformations permet d'améliorer les prévisions issues des courbes de Phillips. Une connaissance plus fine des transformations des marchés du travail pourrait permettre d'améliorer la spécification des modèles. Les stigmates de la crise, qui dure depuis plus de huit ans, deviennent de plus en plus structurels, faisant apparaître des difficultés nouvelles pour évaluer le taux de chômage d'équilibre.

Toutefois, les trois phases d'erreurs de prévisions identifiées ci-dessus suggèrent également que les évolutions salariales sont plus inertes que le cycle macroéconomique. Ceci fait écho au débat sur l'aplatissement des courbes de Phillips, c'est-à-dire l'altération du lien entre la variation des salaires et le taux de chômage qui aurait eu lieu à partir des années 1980. Une partie de la littérature suggère que cette évolution serait liée notamment au renforcement de la crédibilité des banques centrales dans leur lutte contre l'inflation, ce qui aurait permis d'ancrer les anticipations d'inflation des agents. Ainsi, les salaires évolueraient davantage en phase avec les objectifs d'inflation des différentes banques centrales et seraient par conséquent moins réactifs face aux fluctuations conjoncturelles.

Dans ce nouveau contexte, les anticipations d'inflation seraient une variable clé dans la fixation des salaires, variable absente de nos estimations. Si des mesures des anticipations d'inflation existent (issues du prix de certains actifs financiers, d'enquêtes auprès des ménages ou de prévisions d'experts), il n'est pas sûr que ces données reflètent correctement les anticipations des acteurs de la négociation salariale. L'analyse du rôle de ces anticipations dans la perte de capacité prédictive des courbes de Phillips semble une piste de recherche importante pour le futur. L'ancrage ou le décro-

22. Cette période n'a pas été longuement traitée dans cette étude spéciale, mais nos estimations confirment ce diagnostic, largement discuté dans FMI (2013).

chage des anticipations autour des cibles fixées par les différentes banques centrales constitue donc un sujet de première importance dans l'estimation des courbes de Phillips, comme le signalent Rusticelli, Turner et Cavalleri (2014).

Dans la zone euro, l'inflation a été systématiquement inférieure à la cible de la BCE depuis le début de l'année 2013, et, selon nos prévisions, devrait le rester à l'horizon 2017²³. Il existe donc le risque que les anticipations divergent progressivement de la cible de la BCE. Ce décrochage des anticipations génère de nouveaux défis pour l'estimation des courbes de Phillips et la mesure des tensions inflationnistes. L'estimation de courbes de Phillips avec des données de panel pourrait constituer une première étape pour mieux appréhender les possibles évolutions des anticipations d'inflation au sein de l'Union monétaire. En effet, un décrochage des anticipations constituerait un choc commun à l'ensemble de la zone euro. Le défi de sa prise en compte n'est pas qu'un sujet d'intérêt économétrique mais, plus largement, importe pour la compréhension des pressions déflationnistes dont pourront souffrir la zone euro et les principales économies avancées au cours des prochaines années. Le désancrage des anticipations peut avoir un impact majeur sur la capacité des autorités à faire face aux chocs futurs dans un contexte où le désendettement des agents privés et publics sera rendu plus difficile dans un monde où l'inflation restera durablement basse.

Références

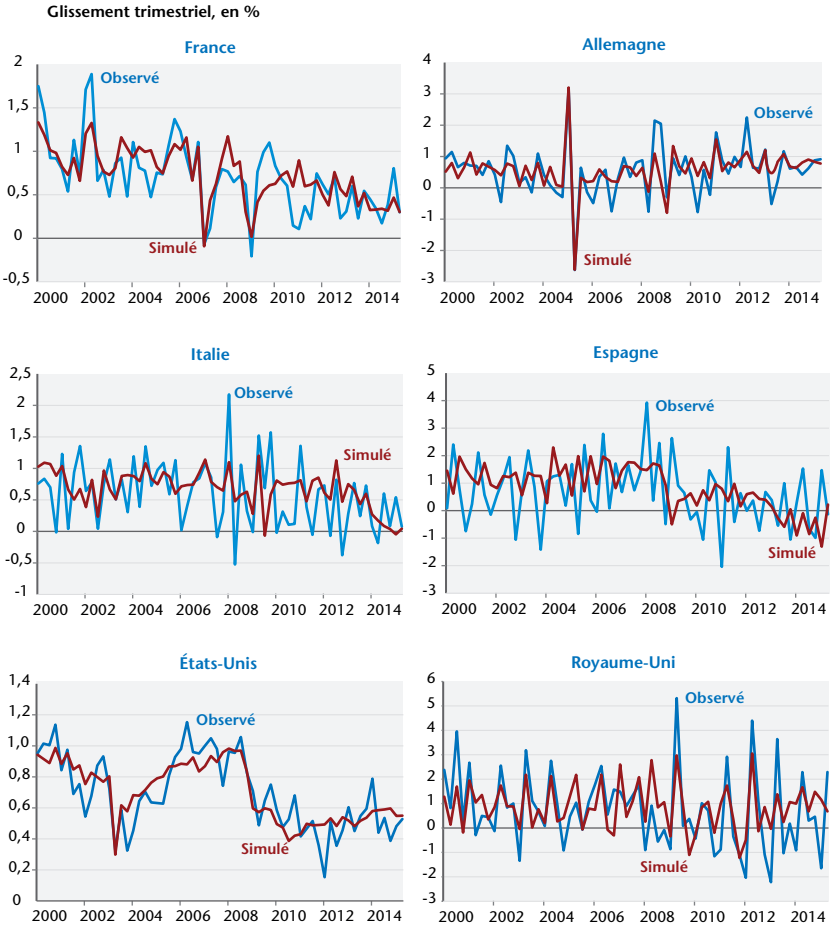
- Banerjee A., J. Dolado, J. W. Galbraith et D. F. Hendry, 1993, *Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford.
- Barnett A., S. Batten, A. Chiu, J. Franklin et M. Sebastián-Barriol, 2014, « The UK productivity puzzle », Bank of England, *Quarterly Bulletin*, Q2.
- Blanchard O. et L. Katz, 1997, « What we know and do not know about the natural rate of unemployment », American Economic Association, *Journal of Economic Perspectives*, 11(1) : 51-72.

23. Voir OFCE (2015).

- Blanchard O. et L. Katz, 1999, « Wage dynamics: reconciling theory and evidence », American Economic Association, *American Economic Review*, 89(2) : 69-74.
- Blot C., M. Cochard, B. Ducoudré et É. Heyer, 2012, « Déflation sous-jacente », *Revue de l'OFCE*, 123.
- Borey G., E. Coudin et A. Luciani, 2015, « Une comparaison du coût de la main-d'œuvre en Europe : quelle évolution depuis la crise ? », in « Les entreprises en France », *Insee références*.
- Cahuc P. et A. Zylberberg, 1996, *Economie du travail. La formation des salaires et les déterminants du chômage*, Ouvertures économiques, Editions de De Boeck.
- Ducoudré B. et P. Madec, 2015, « Marché du travail : le taux de chômage est-il un bon indicateur ? », Post de blog, *Blog de l'OFCE*, 6 novembre 2015.
- Ducoudré B., P. Madec, H. Péléraux, M. Plane et R. Sampognaro, 2015, « France : retour sur désinvestissement », *Revue de l'OFCE*, 144.
- Ericsson N. et J. Mackinnon, 2002, « Distributions of error correction tests for cointegration », *Econometrics Journal*, 5, 285-318.
- FMI, 2013, « The dog that didn't bark », *World Economic Outlook*, 3.
- Gianella C., I. Koske, E. Rusticelli et O. Chatal, 2008, « What drives the NAIRU? Evidence from a panel of OECD countries », *Economics Department Working paper*, 649.
- Heyer E., H. Le Bihan, F. Lerais, 2000, « Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen », *Économie et prévision*, 146, 2000-5, 43-60.
- Heyer E. et X. Timbeau, 2002, « Le taux de chômage structurel à 5 % en France ? », *Revue de l'OFCE*, 80.
- OFCE, 2015, « Ce qui ne guérit pas meurt un jour. Perspectives 2015-2017 pour l'économie mondiale et la zone euro », *Revue de l'OFCE*, 144.
- Phillips W., 1958, « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom », *Economica*.
- Ravn O. et Uhlig H., 2002, « On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations », *The Review of Economics and Statistics*, 84(2) : 371-380.
- Rusticelli E., D. Turner et M. Cavalleri, 2014, « Incorporating anchored inflation expectations in the Phillips curve and in the derivation of OECD equilibrium unemployment », *OECD Economics Department Working Papers*.

ANNEXE

Graphique 9. Simulation dynamique des courbes de Phillips depuis le T1 2000



Source : calculs OFCE.

Tableau 5. Statistiques de tests KPSS et ADF de racine unitaire par pays

France (1985 T1 – 2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation	0,14 [4]	-3,87 [3]	I(1)**	avec dérive
	0,05 [4]	-2,02 [4]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire	0,11 [4]	-6,13 [8]	I(1)***	avec dérive
	0,04 [4]	-5,32 [7]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire	0,02 [4]	-9,12 [0]	I(1)***	avec dérive
	0,03 [4]	-5,97 [12]	I(2)***	sans dérive
Taux de chômage	0,07 [4]	-5,81 [0]	I(1)***	avec dérive
	0,08 [4]	-5,81 [0]	I(1)***	sans dérive
Allemagne (1998 T1 – 2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation	0,05 [4]	-4,38 [8]	I(0)***	avec dérive
	0,03 [4]	-5,43 [7]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire	0,13 [4]	-10,39 [0]	I(1)***	avec dérive
	0,03 [4]	-4,08 [8]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire	0,05 [4]	-9,78 [0]	I(1)***	avec dérive
	0,26 [4]	-9,46 [0]	I(1)***	sans dérive
Taux de chômage	0,12 [4]	-2,70 [9]	I(1)*	avec dérive
	0,21 [4]	-2,70 [9]	I(1)**	sans dérive
Espagne (1980 T4 – 2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation	0,02 [4]	-3,10 [2]	I(2)***	avec dérive
	0,09 [4]	-14,60 [2]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire	0,07 [4]	-5,67 [2]	I(1)***	avec dérive
	0,02 [4]	-7,38 [9]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire		-5,53 [2]	I(1)***	avec dérive
	0,02 [4]	-6,31 [11]	I(2)***	sans dérive
Taux de chômage	0,13 [4]	-3,16 [13]	I(1)**	avec dérive
	0,14 [4]	-3,16 [13]	I(1)***	sans dérive

Tableau 6 (suite). Statistiques de tests KPSS et ADF de racine unitaire par pays

Italie (1985 T1 – 2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation	0,12 [4]	-4,04 [3]	I(1)***	avec dérive
	0,02 [4]	-10,05 [3]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire		-4,19 [3]	I(1)***	avec dérive
	0,03 [4]	-8,41 [5]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire	0,07 [4]	-5,02 [7]	I(1)***	avec dérive
		-3,16 [4]	I(1)***	sans dérive
Taux de chômage		-3,32 [2]	I(1)*	avec dérive
		-3,31 [2]	I(1)***	sans dérive
Royaume-Uni (1990 T1 – 2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation		-3,98 [2]	I(0)***	avec dérive
	0,08 [4]	-8,82 [4]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire	0,03 [4]	-8,68 [10]	I(2)***	avec dérive
	0,03 [4]	-8,63 [10]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire	0,09 [4]	-5,54 [1]	I(1)***	avec dérive
	0,31 [4]	-3,98 [1]	I(1)***	sans dérive
Taux de chômage	0,15 [4]	-3,73 [3]	I(1)**	avec dérive
	0,15 [4]	-3,76 [3]	I(1)***	sans dérive
États-Unis (1981 T1 -2015 T2)				
Variabes	Statistique KPSS	Statistique ADF	Ordre d'intégration	Spécification
Logarithme du prix à la consommation		-7,72 [5]	I(1)***	avec dérive
	0,13 [4]	-9,09 [4]	I(2)***	sans dérive
Logarithme du salaire horaire	0,13 [4]	-3,48 [1]	I(1)***	avec dérive
	0,13 [4]	-8,94 [2]	I(2)***	sans dérive
Logarithme de la productivité horaire	0,16 [4]	-6,09 [1]	I(1)***	avec dérive
		-2,23 [3]	I(1)**	sans dérive
Taux de chômage	0,06 [4]	-3,87 [8]	I(1)**	avec dérive
	0,06 [4]	-3,78 [8]	I(1)***	sans dérive

Notes de lecture : *, **, *** indiquent la significativité des résultats au seuil de 10 %, 5 % et 1 %. pour les tests ADF et pour les tests KPSS.

Les nombres entre crochets indiquent le nombre de retards retenu pour les tests KPSS et ADF.

Sur une même ligne figurent des tests conduisant au même résultat, et non des tests ayant la même hypothèse nulle. Dans le cas du test KPSS (respectivement ADF), l'hypothèse nulle correspond à l'absence (respectivement la présence) de racine unitaire. L'ordre d'intégration choisi correspond à celui issue du test ADF.

Tableau 7. Courbes de Phillips estimées sur différentes périodes

Échantillon	États-Unis		Italie		France		Espagne		Royaume-Uni		Allemagne	
	1981T1-2015T2	1981T1-2007T4	1985T1-2015T2	1985T1-2007T4	1985T1-2015T2	1985T1-2007T4	1980T4-2015T2	1980T4-2007T4	1990T1-2015T2	1990T1-2007T4	1998T1-2015T2	1998T1-2007T4
Force de rappel	-0,34 (-6,56)	-0,34 (-5,29)	-0,56 (-4,34)	-0,57 (-4,15)	-0,58 (-6,92)	-0,59 (-6,45)	-0,84 (-8,44)	-0,85 (-8,33)	-0,98 (-13,28)	-0,98 (-12,33)	-0,83 (-6,89)	-1,00 (-7,00)
IPC	0,41 (4,26)	0,40 (2,76)	0,63 (2,71)	0,78 (3,02)	0,22 (1,91)	0,28 (1,57)	0,95 (4,19)	1 (N,E)	0,08 (0,39)	0,34 (1,45)	0,237 (0,54)	-0,44 (-0,92)
Chômage	-0,09 (-3,46)	-0,09 (-2,33)	-0,08 (-1,37)	-0,08 (-1,07)	-0,15 (-2,76)	-0,13 (-2,59)	-0,07 (-1,86)	-0,09 (-1,54)	-0,15 (-1,76)	-0,19 (-2,15)	-0,11 (-2,28)	-0,20 (-2,63)
Productivité			0,62 (2,43)	0,56 (1,88)	0,49 (3,62)	0,36 (2,63)	0,31 (1,90)	0,40 (2,34)			0,2 (1,51)	0,28 (1,58)
Salaire minimum					0,19 (1,97)	0,14 (1,27)						
LM(1)	1,02 [p > 0,31]	0,47 [p > 0,49]	0,37 [p > 0,54]	0,37 [p > 0,55]	2,0 [p > 0,16]	5,2 [p > 0,03]	1,72 [p > 0,20]	1,14 [p > 0,29]	0,76 [p > 0,38]	1,96 [p > 0,17]	0,09 [p > 0,77]	0,10 [p > 0,75]
LM(4)	1,05 [p > 0,38]	0,75 [p > 0,56]	0,48 [p > 0,75]	0,24 [p > 0,92]	1,25 [p > 0,29]	1,43 [p > 0,23]	1,11 [p > 0,35]	0,76 [p > 0,56]	0,36 [p > 0,83]	0,52 [p > 0,72]	0,66 [p > 0,77]	1,21 [p > 0,33]
ARCH(4)	1,40 [p > 0,24]	1,45 [p > 0,22]	0,69 [p > 0,60]	0,46 [p > 0,77]	1,66 [p > 0,16]	0,79 [p > 0,53]	1,59 [p > 0,20]	1,39 [p > 0,24]	1,49 [p > 0,21]	1,14 [p > 0,35]	0,47 [p > 0,76]	0,40 [p > 0,81]
Jarque-Bera	0,06 [p > 0,97]	0,30 [p > 0,86]	0,93 [p > 0,63]	0,48 [p > 0,79]	0,07 [p > 0,96]	1,00 [p > 0,61]	5,1 [p > 0,08]	4,57 [p > 0,10]	0,28 [p > 0,88]	1,98 [p > 0,37]	2,45 [p > 0,29]	0,51 [p > 0,77]

Note : Entre parenthèses les t de Student des coefficients estimés. Entre crochets la p-value des tests sur les résidus du MCE, calculs OFCE.

