

# Les déterminants de la dynamique des salaires en France : approches macro et sectorielles par la courbe de Phillips

Documents de travail

N° 2024-20- Septembre 2024







Institut national de la statistique et des études économiques

---

**2024/20**

**Les déterminants de la dynamique des salaires  
en France : approches macro et sectorielles par  
la courbe de Phillips**

—  
ADEL MOUTAABBID\*

24 Septembre 2024

---

Département des Études Économiques – Timbre G201  
88, avenue Verdier – CS 70058 – 92541 MONTRouGE CEDEX – France  
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : [d3e-dg@insee.fr](mailto:d3e-dg@insee.fr) – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

---

\* L'auteur remercie Pavel Diev (banque de France) pour sa discussion de la version préliminaire du DT au séminaire D2E de l'Insee, Pauline Givord, Matthieu Lequien et Sébastien Roux pour leurs conseils, leurs suggestions avisées et leurs encouragements. L'auteur est l'unique responsable du contenu de ce document de travail.

## **Les déterminants de la dynamique des salaires en France : approches macro et sectorielles par la courbe de Phillips**

Cette étude s'intéresse à l'évolution de la courbe de Phillips, c'est-à-dire la relation négative entre croissance des salaires nominaux et chômage. À partir d'estimations trimestrielles entre 1975 et 2018 en France, cette étude montre que la courbe de Phillips existe toujours sur la décennie qui suit la crise de 2008-2009, même si elle s'est aplatie au cours du temps. L'inflation passée n'est plus un déterminant significatif des salaires après la crise de 1992-1993. La dynamique des salaires est plus portée par l'inflation passée agrégée du prix de la consommation que par l'inflation passée sectorielle du prix de la valeur ajoutée. L'étude décompose également les coefficients au niveau sectoriel, pour mettre en évidence d'éventuelles divergences entre l'industrie et les services. Mise à part la productivité qui n'affecte significativement les salaires que dans les services, les autres variables n'ont pas des effets différenciés sectoriellement.

**Mots-clés :** Salaires sectoriels, Courbe de Phillips des salaires.

**Codes JEL :** E24, J31

---

## **The determinants of wage dynamics in France: macro and sectoral approaches using the Phillips curve**

This study analyses the evolution of the Phillips curve, i.e. the negative relationship between nominal wage growth and unemployment. Using quarterly estimates between 1975 and 2018 in France, this study shows that the Phillips curve still exists in the decade following the 2008-2009 crisis, even though it has flattened over time. Past inflation is no longer a significant determinant of wages after the 1992-1993 crisis. Wage dynamics is more driven by past aggregate consumer price inflation than by past sectoral value added price inflation. The study also decomposes the coefficients at the sectoral level, to highlight any divergences between industry and services. Apart from productivity, which significantly affects wages only in services, the other variables do not have sectorally differentiated effects.

**Keywords :** Sector wages, Wage Phillips curve.

**JEL Code :** E24, J31

## Table des matières

|   |    |
|---|----|
| 1. Littérature.....   | 6  |
| 1.1 Courbe de Phillips.....   | 6  |
| 1.1.1 La courbe de Phillips initiale.....   | 6  |
| 1.1.2 L'ajout de l'inflation passée ou anticipations adaptatives.....                                     | 7  |
| 1.1.3 L'ajout de chocs d'offre.....   | 7  |
| 1.1.4 L'ajout de l'inflation future ou anticipations rationnelles et dynamique des salaires.....          | 8  |
| 1.1.5 Courbe de Phillips et stationnarité ?.....  | 11 |
| 1.1.6 Les déterminants structurels de la dynamique des salaires.....                                      | 11 |
| 1.1.6.1 La structure du marché du travail.....  | 11 |
| 1.1.6.2 Les évolutions technologiques.....  | 14 |
| 1.1.6.3 La mondialisation.....  | 15 |
| 1.2 Courbe de Phillips au niveau sectoriel.....   | 16 |
| 2. Construction des données.....  | 19 |
| 3. Quelle évolution de la courbe de Phillips sur les dernières décennies?.....                            | 21 |
| 3.1 Les hausses de salaires entre 1975 et 2018 ont suivi les augmentations du prix à la consommation..... | 21 |
| 3.2 Effets des crises de 1992-1993 et 2008-2009.....  | 23 |
| 3.3 Évolution des principaux déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps.....                 | 25 |
| 3.4 Contributions à la dynamique des salaires.....  | 25 |
| 4. Existe-il une dynamique distincte entre industrie et services ?.....                                   | 26 |
| 4.1 Résultats avec inflation des prix de la consommation.....   | 26 |
| Conclusion.....   | 30 |
| 5. Annexes.....   | 31 |
| 5.1 Analyse de la stationnarité des séries.....   | 31 |
| 5.2 Tests de robustesses.....   | 32 |
| 5.2.1 Estimations avec inflation passée des prix de la VA.....  | 32 |
| 5.2.2 Estimations sectorielles séparées et modèle de panel.....   | 33 |
| 5.2.3 Ajout de la croissance du salaire passé.....  | 33 |
| 5.2.4 Modèles parcimonieux.....   | 33 |
| 5.2.5 Ajout de tendances temporelles.....   | 34 |
| Bibliographie.....  | 56 |

## Index des figures

|   |    |
|---|----|
| Figure 1: Évolution des déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps (fenêtres glissantes sur 20 ans) :.....   | 46 |
| Figure 2: Évolution des déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps (fenêtres glissantes sur 20 ans) dans les secteurs des services et de l'industrie ..... | 47 |
| Figure 3: Contribution à la dynamique des salaires : modèle agrégé OLS.....   | 50 |
| Figure 4: Contribution à la dynamique des salaires : modèle OLS industrie.....  | 51 |
| Figure 5: Contribution à la dynamique des salaires : modèle OLS services.....   | 51 |
| Figure 6: Contribution à la dynamique des salaires (moyennes 1975T2-1991T4, 1994T1-2007T4 et 2010T1-2018T2).....  | 52 |
| Figure 7: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 1975T2-1991T4).....   | 52 |
| Figure 8: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 1994T1-2007T4).....   | 53 |

|   |    |
|---|----|
| Figure 9: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 2010T1-2018T2)..... | 54 |
|---|----|

## Index des tableaux

|   |    |
|---|----|
| Tableau 1: Effets de différentes variables sur l'évolution des salaires nominaux, d'après FMI (2017) et Anderton et al. (2017)..... | 17 |
| Tableau 2: Liste des variables.....   | 19 |
| Tableau 3: Spécification de référence.....  | 22 |
| Tableau 4: Tableau de synthèse.....   | 24 |
| Tableau 5: Spécification de référence (niveau sectoriel).....   | 26 |
| Tableau 6: Tests de racine unitaire (niveau agrégé).....  | 31 |
| Tableau 7: Tests de racine unitaire (niveau sectoriel).....   | 32 |
| Tableau 8: Corrélations entre croissance des salaires nominaux par effectifs EQTP et taux de chômage.....                           | 34 |
| Tableau 9: Corrélations entre croissance des salaires nominaux par effectifs EQTP et inflation passée.....                          | 34 |
| Tableau 10: Corrélations entre croissance des salaires par effectifs EQTP et croissance de la productivité.....                     | 34 |
| Tableau 11: Spécification de référence avec inflation passée des prix de la VA (niveau sectoriel).....                              | 35 |
| Tableau 12: Spécification de référence avec inflation passée des prix de la VA (niveau agrégé).....                                 | 36 |
| Tableau 13: Robustesse : Modèles OLS séparés et panel sectoriel.....  | 37 |
| Tableau 14: Robustesse : Rajout de la croissance du salaire passé.....  | 38 |
| Tableau 15: Robustesse : Modèles parcimonieux sectoriels avec inflation passée des prix de la VA.....                               | 39 |
| Tableau 16: Robustesse : Modèles parcimonieux sectoriels.....   | 40 |
| Tableau 17: Robustesse : Modèle parcimonieux agrégé.....  | 41 |
| Tableau 18: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel OLS).....   | 41 |
| Tableau 19: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel de panel).....  | 42 |
| Tableau 20: Robustesse : Effet temporel (modèle agrégé).....  | 43 |
| Tableau 21: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel OLS parcimonieux).....  | 44 |
| Tableau 22: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel de panel parcimonieux).....   | 45 |
| Tableau 23: Persistance des crises de 1992 et 2008.....   | 45 |
| Tableau 24: Robustesse : Effet de la crise (modèles sectoriels).....  | 46 |

La courbe de Phillips permet-elle encore d'expliquer de nos jours la relation décroissante entre le taux de chômage et le taux de croissance des salaires nominaux ? « On n'en sait pas suffisamment sur la courbe de Phillips » estime en 2021 Lawrence Summers<sup>1</sup>, ancien secrétaire au Trésor américain et professeur à Harvard, traduisant l'ampleur de ce qu'il reste à comprendre sur la relation entre le chômage et les salaires (ou les prix). Ces commentaires interviennent également à un moment où les apports de la courbe de Phillips sont clés dans une économie américaine qui renoue avec une inflation forte (+ 6,2 % en octobre 2021 par rapport au mois d'octobre 2020), et alors que la question de savoir si la courbe de Phillips a disparu, existe encore mais de manière plus aplatie, ou est toujours aussi vigoureuse depuis une dizaine d'années fait débat entre économistes. Ce document participe à ce débat en proposant de désagréger l'étude de la courbe de Phillips pour vérifier si cette courbe est modifiée en France depuis la crise de 2008-2009 et si son évolution agrégée ne masquerait pas des effets de composition sectoriels.

La relation négative qui peut exister entre taux de croissance des salaires nominaux et taux de chômage est dénommée courbe de Phillips. Phillips (1958) met en évidence une corrélation négative entre le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage (en niveau ou variation) au Royaume-Uni entre 1861 et 1913. La courbe de Phillips permet d'un point de vue macroéconomique de quantifier la relation entre taux de chômage et les salaires ou l'inflation. Le mécanisme théorique sous-jacent est qu'une hausse de la demande de travail entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du taux de chômage, ce qui augmente le pouvoir de négociation des salariés et les tensions sur les salaires. Cette relation est particulièrement utile aux banques centrales afin de maîtriser l'inflation lors des périodes de reprise économique ou résultant de politiques budgétaires (plan de relance américain en 2021) ou de la hausse du prix des matières premières.

Cependant, depuis la crise de 2008-2009, plusieurs études notamment aux États-Unis ou en zone euro suggèrent que les évolutions salariales ne suivent plus celles prédites par la courbe de Phillips d'où un débat dans la littérature sur l'existence de cette relation. Ainsi, Blot et al. (2015) observent une divergence entre la dynamique salariale observée et celle prédite par les déterminants théoriques : par exemple, entre 2008 et 2010, la baisse des salaires est moins importante que ce que suggère le haut niveau de chômage, en lien avec l'ampleur de la Grande Récession, alors qu'en sortie de crise à l'inverse la dynamique salariale reste faible malgré la reprise et la baisse du chômage. En ce qui concerne les prix, le phénomène de « désinflation manquante » est aussi constaté aux États-Unis (cf. Coibion et Gorodnichenko (2015), Ball et Matzuder (2011)) mais avec des situations plus variables selon les pays en zone euro (cf. Hubert et al. (2018)).

Plusieurs explications ont été avancées dans la littérature à ce problème d'aplatissement de la courbe de Phillips dans le temps (plus prononcé pour les prix que pour les salaires selon Hooper (2019)) : notamment un ancrage des anticipations des agents économiques dû à une politique monétaire plus prévisible depuis les années 2000 (cf. Ball et Matzuder (2011), Coibion et Gorodnichenko (2015), Blanchard (2016), Van Zandweghe (2018)), la rigidité nominale des salaires (cf. Daly et Hobijn (2014), Anderton et al. (2017)) ou encore des effets de composition (la sortie en grands nombres du marché du travail des baby-boomers à salaires élevés et leur remplacement par

---

1 <https://bcf.princeton.edu/news/will-the-biden-stimulus-lead-to-inflation-a-conversation-with-paul-r-krugman-and-lawrence-h-summers/>

des employés à plus faibles salaires entraînent une baisse des salaires agrégés (cf. Daly et al. (2016) ou Mojon et Ragot (2018)).<sup>2</sup>

D'autres études récentes sur des données américaines ou sur la zone euro mettent en évidence l'affaiblissement du lien entre inflation et salaires. Par exemple, Heise et al. (2020) montrent que l'inflation manquante aux États-Unis depuis le début des années 2000 peut s'expliquer par une moins forte réponse des prix aux salaires pour le secteur manufacturier que pour les services et qui est amplifiée par la compétition à l'importation ou la concentration des entreprises. Berson et al. (2018) identifient une inflexion de la pente de la courbe de Phillips et de l'inflation passée au milieu des années 1990 sur la zone euro. Sur la France, Quévat et Vignolles (2018) font le constat d'un affaiblissement de la courbe depuis 1990 (comme aux États-Unis), mais d'un lien toujours existant entre inflation, salaires et chômage (comme illustré lors de la crise de 2008-2009, où la hausse du chômage a significativement freiné les salaires). Savignac et al. (2021) apportent des éléments sur la formation des anticipations d'inflation par les entreprises, qui pourraient expliquer un affaiblissement de cette courbe.

L'objet de cette étude est d'approfondir ces résultats en étudiant sur longue période l'évolution du lien entre la dynamique des salaires et les principaux déterminants, tels qu'ils sont identifiés par la courbe de Phillips. Elle s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels par branche de l'Insee du 2<sup>e</sup> trimestre 1975 au 2<sup>e</sup> trimestre 2018<sup>3</sup> pour estimer le lien entre l'évolution trimestrielle des salaires et notamment l'inflation récente et le taux de chômage, ainsi que plusieurs variables conjoncturelles et structurelles identifiées dans la littérature.

Cette étude confirme que la corrélation négative entre chômage et dynamique des salaires existe toujours en France. L'inflation passée du prix de la consommation représente le principal facteur déterminant la dynamique des salaires nominaux sur longue période. Cependant, l'estimation de cette relation sur des fenêtres glissantes de 20 ans suggère un aplatissement tendanciel au cours du temps de l'effet du chômage sur la dynamique des salaires tandis que les effets des autres variables sont plus instables.

Une estimation plus précise par sous-période montre que depuis la crise de 1993, l'inflation passée du prix de la consommation n'est plus corrélée avec la dynamique des salaires, contrairement au taux de chômage. Ce résultat est cohérent avec un ancrage de plus en plus net des anticipations d'inflation et une meilleure crédibilité de la politique monétaire. La dynamique des salaires resterait plus liée à l'inflation du prix de la consommation qui détermine la revalorisation annuelle du SMIC qu'à celle de la VA qui guide l'offre de travail.

Pour approfondir ces résultats, l'étude propose ensuite une désagrégation sectorielle de la courbe, entre services et industrie, pour évaluer si cette évolution traduit des changements structurels de l'économie.

---

2 Par ailleurs, des explications plus techniques comme la possible non linéarité ont été aussi avancées : Álvarez et al. (2015) montrent une plus forte sensibilité de l'inflation au cycle pendant la crise. Barnes et Olivei (2003) montrent qu'il existe un intervalle d'écart de chômage pour lequel la pente est plus faible. Gross et Semmler (2017) observent une réaction de l'inflation à l'output gap plus forte en période d'expansion qu'en période de crise. Pour Hooper (2019), les non linéarités sont plus apparentes pour les salaires que pour les prix entre 1988 et 2018. Les questions des variables pertinentes, ou de leurs mesures, ont aussi été mises en avant : cf. Stock et Watson (2019).

3 L'échantillon s'arrête avant la crise du covid et la période d'inflation élevée qui lui a succédé, pour lesquelles il n'y a pas encore suffisamment de recul pour analyser un éventuel changement dans la relation structurelle entre salaires et prix.



Les variables principales, comme l'inflation passée du prix de la consommation ou le chômage, affectent aussi bien l'industrie que les services, et il n'est pas possible de mettre en évidence de différence sectorielle significative pour la plupart des variables, même si certaines ne semblent avoir un effet significatif que sur l'un ou l'autre des secteurs : par exemple, la croissance passée et l'ouverture internationale ne ressortent que pour l'industrie, les variations sectorielles de productivité pour les services.

La partie 1 retrace l'histoire de la courbe de Phillips et de ses différentes formulations et décrit ses principaux déterminants aux niveaux sectoriels ou agrégés. La partie 2 précise les données de l'Insee utilisées. La partie 3 présente l'évolution temporelle des principaux déterminants de la courbe de Phillips et leur contribution. La partie 4 apporte une analyse sectorielle de la courbe de Phillips.

## **1. Littérature**

### **1.1 Courbe de Phillips**

#### **1.1.1 La courbe de Phillips initiale**

Phillips (1958) met en évidence une relation négative entre taux de croissance des salaires nominaux et taux de chômage au Royaume-Uni entre 1861 et 1913. Cette relation est cohérente avec un mécanisme d'ajustement sur le marché du travail lié au pouvoir de négociation des salariés. Ainsi, de façon générale, le niveau des salaires nominaux résulte de l'interaction entre la demande et l'offre de travail, lesquelles sont soumises à différentes influences qui peuvent être de nature cyclique (chômage, inflation, productivité) ou davantage structurelle (marché du travail, mondialisation ou progrès technologique). Par exemple, une hausse de la demande de travail fait baisser le chômage, ce qui accroît le pouvoir de négociation des salariés et pousse les salaires à la hausse.

De façon plus large, la courbe de Phillips désigne aussi ensuite la relation macroéconomique inverse entre inflation et taux de chômage (Lipsey dès 1960 ajoute le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation dans la relation de Phillips tandis que Samuelson et Solow (1960) mettent en évidence une courbe de Phillips de l'inflation). L'inflation des prix et des salaires expliquées toutes deux par une relation de Phillips différente sont en fait liées. En effet, côté offre, les entreprises peuvent répercuter sur leurs prix de vente une hausse des salaires, tandis que côté demande, la hausse de pouvoir d'achat liée à la hausse des salaires induit une hausse de la consommation qui peut entraîner une hausse des prix de vente des entreprises.

La théorie de la courbe de Phillips s'inscrit dans le courant de pensée keynésien qui apporte un cadre théorique (comme le modèle connu IS-LM) et des instruments de politique économique contracycliques (connues sous le nom de « stop and go ») entre les années 1950 et 1970. En phase d'expansion trop forte la politique de *stop* comme l'augmentation des impôts, la réduction des dépenses budgétaires et le durcissement de la politique monétaire font monter le chômage et freinent l'inflation. En période de ralentissement économique et de montée du chômage, la politique

de *go* consiste en un déficit budgétaire ou un assouplissement de la politique monétaire qui permettent une baisse du chômage mais au prix d'une hausse de l'inflation.

Après avoir connu un succès dans les années 1960, la courbe de Phillips sera remise en cause dans les années 1970 par l'impossibilité d'expliquer la coexistence de la stagflation et du chômage de masse ou bien même considérée comme sa propre cause par les courants libéraux ou monétaristes (Friedman (1968)). L'interprétation monétariste de la courbe de Phillips introduit la notion de « taux de chômage naturel » appelé aussi NAIRU ou taux qui n'accélère pas l'inflation et qui correspond à un taux de chômage de plein-emploi dont on ne peut durablement s'éloigner. À long terme, la verticalité de la courbe de Phillips reflète l'indépendance entre les sphères réelles (chômage) et monétaires (inflation) : le chômage est en effet déterminé à long terme par la structure de production de l'économie et ne dépend pas de l'inflation. L'interprétation monétariste décrit différemment la relation de Phillips à court terme et à long terme. À court terme, contrairement au modèle keynésien, il existe une infinité de courbes, ce qui traduit le fait que pour un même taux de chômage il existe plusieurs taux d'inflation selon la quantité de monnaie en circulation. À long terme, il n'existe pas d'arbitrage entre inflation et chômage et toute politique de relance visant la baisse du chômage se traduit par une hausse du taux d'inflation sans baisse du chômage à cause des anticipations adaptatives des salariés. Si dans un premier temps la politique de relance inflationniste augmente les embauches car les profits augmentent, cela fait baisser le chômage en dessous du niveau du taux naturel (loi d'Okun (1962)) mais les salariés ayant mal anticipé le taux d'inflation futur surestiment leur salaire réel. Les salariés finissent ensuite par se rendre compte que l'inflation est plus forte que celle anticipée d'où une pression des salaires à la hausse, une augmentation du coût de l'embauche et un retour au taux de chômage naturel avec un niveau d'inflation plus élevé. Ce mécanisme d'ajustement est fondé d'une part sur une asymétrie d'information entre ménages et entreprises mieux informées et d'autre part un ajustement plus rapide du prix des biens que des salaires.

### **1.1.2 L'ajout de l'inflation passée ou anticipations adaptatives**

Friedman (1968) ajoute les anticipations d'inflation dans la spécification initiale de la courbe de Phillips. À partir des années 1970, selon l'hypothèse des anticipations adaptatives, l'inflation anticipée (représentée dans un premier temps par des valeurs passées de l'inflation) et d'autres variables sont introduites dans la relation (le taux de croissance de la productivité ou la part des salaires dans la VA). Mais, par la suite, Friedman (1976) trouve que dans les années 70, contrairement aux évidences empiriques des années 60, la courbe de Phillips de long terme n'est pas verticale mais diagonale c'est-à-dire que le taux de chômage et l'inflation sont reliés de manière positive.

### **1.1.3 L'ajout de chocs d'offre**

Le modèle « du triangle » de Gordon (1982, 1997), surtout utilisé pour l'économie américaine, considère une courbe de Phillips de l'inflation qui permet d'éviter le problème d'identification posé par l'endogénéité de l'inflation dans la courbe de Phillips des salaires et distingue trois effets : offre, demande et inertie. Les chocs d'offre peuvent être représentés par les variations des prix relatifs de l'énergie, des produits alimentaires, des prix à l'importation, les variations de la tendance de la

croissance de la productivité ou le taux de syndicalisation. La demande est représentée par l'écart de chômage (écart entre le taux de chômage courant et le NAIRU) ou de production (écart entre production courante et son potentiel). L'inertie est représentée par les retards d'inflation liés à la dynamique des anticipations et de l'indexation.

La théorie de Friedman est remise en question par le nouveau courant de la macroéconomie classique fondé sur l'hypothèse des anticipations rationnelles (Muth (1961) ou Lucas (1972)). Les agents utilisant toute l'information disponible pour faire leur choix, notamment les valeurs passées, ne se trompent pas dans leurs anticipations ou se trompent mais en moyenne leur erreur est nulle. La politique économique (budgétaire ou monétaire) serait inefficace même à court terme si les agents anticipent correctement leurs conséquences. Ainsi, selon la règle de Lucas, les paramètres sur lesquels se fondent les politiques économiques seraient instables en raison des réactions d'apprentissage ou d'innovation des agents. Par exemple, une politique monétaire active serait perçue par les agents comme entraînant une hausse future de l'inflation ou un déficit public associé à une hausse d'impôts futurs. C'est pourquoi la nouvelle macroéconomie classique privilégie des politiques de règles qui apportent un cadre stable et crédible sur le long terme aux anticipations des agents contrairement aux politiques discrétionnaires.

Lorsque la productivité accélère, les entreprises gagnent à embaucher un employé supplémentaire, la valeur produite par celui-ci dépassant le coût de sa rémunération si celle-ci reste stable. La demande de travail augmente, d'où une pression à la hausse sur les salaires (FMI (2017)). La transmission de la dynamique de la productivité à celle des salaires dépend du pouvoir de négociation des salariés. Lorsque ceux-ci parviennent à maintenir par exemple un partage stable de la valeur ajoutée, la transmission est intégrale. Si le pouvoir de négociation des salariés s'accroît avec le temps, ceux-ci seront de plus en plus à même de profiter des gains de productivité. Dans la littérature, l'effet de la tendance de la productivité sur l'inflation et les salaires est même parfois négatif (Dew-Becker et Gordon (2005)).

En France, la faiblesse des gains de productivité malgré la hausse de l'emploi traduit la faible productivité des nouveaux emplois, d'où une pression à la baisse des salaires. En période de crise, l'emploi sert de variable d'ajustement, les entreprises ajustant leur masse salariale en réduisant le nombre de postes plutôt que de baisser les salaires du fait des rigidités nominales à la baisse.

#### **1.1.4 L'ajout de l'inflation future ou anticipations rationnelles et dynamique des salaires**

Le modèle néo-keynésien de la Courbe de Phillips (Roberts (1995)), modélise lui aussi l'inflation au moyen de l'écart de production (ou de chômage ou le coût marginal de production réel) mais ajoute l'inflation future. Le modèle néo-keynésien suppose en outre 3 hypothèses de frictions structurelles :

- concurrence monopolistique et pouvoir de fixation des prix par les entreprises
- rigidité des prix
- les entreprises fondent leurs décisions sur des anticipations rationnelles

Gali et Gertler (1999) ont formulé une nouvelle approche hybride tenant mieux compte de la persistance de l'inflation introduisant un terme d'inflation passée. De plus, Gali (2011) applique le modèle néo-keynésien de la Courbe de Phillips aux salaires.

La croissance des salaires ou de l'inflation dépendent positivement des anticipations d'inflations (cf. Ciccarelli et Osbat (2017)). Cela s'explique par le fait qu'une hausse des prix anticipée entraîne, à travers le pouvoir de négociation des salariés et des syndicats, une hausse des salaires et donc des coûts pour les entreprises qui répercuteront cette hausse sur les prix. Ainsi, les pressions à la hausse sur les salaires de nature cyclique sont renforcées par les anticipations d'inflation qui, en phase expansionniste, sont à la hausse (FMI (2017)). L'effet inverse s'observe lorsque la demande agrégée diminue et que le cycle se retourne.

Par ailleurs, les rigidités nominales des salaires à la baisse (au sens du taux de salariés couverts par une convention collective en Europe par Marotzke et al. (2017), ou aux États-Unis à travers la distribution des variations de salaires (cf. Daly et Hobijn (2014))) peuvent expliquer un taux d'inflation faible et inerte car les producteurs ne peuvent ajuster leur prix à la baisse en réaction à une baisse de la demande étant donné que les coûts salariaux restent fixes. En période de croissance, les entreprises anticipant cette rigidité future des salaires à la baisse limitent la croissance des salaires (Elsby et al. (2013), Marotzke et al. (2017), Holden et Wulfsberg (2008), Dickens (2007)).

De plus, lorsqu'il existe des coûts d'ajustement des prix ou coûts de menu, les entreprises sont moins incitées à modifier leurs tarifs (Klenow et Malin (2010)).

L'incertitude vis-à-vis de la croissance à moyen terme peut influencer les décisions de recrutement et les dynamiques de salaires qui en résultent. De meilleures perspectives de croissance sont ainsi plus propices à l'embauche de salariés à temps plein, à la création de contrats à durée indéterminée et à l'augmentation des salaires. Selon l'étude du FMI (2017), les perspectives de croissance à moyen terme orientées à la baisse ont pesé sur la croissance des salaires.

Les pays avancés connaissent depuis 2007 un fort ralentissement de leurs salaires nominaux, qui perdure même dans les pays qui ont retrouvé depuis un niveau de chômage similaire à ce qu'il était avant la crise (FMI (2017)). Les salaires nominaux en zone euro ont cru de 1,6 % en 2017 après 1,2 % en 2016 (Commission européenne (2018)). Les taux de croissance des salaires et leurs facteurs explicatifs sont hétérogènes parmi les membres de la zone euro. Alors que la croissance des salaires est portée par la productivité dans les pays Baltes, la croissance des salaires reste faible dans les pays où le taux de chômage est élevé : Grèce, Espagne, Chypre, Italie, Portugal, France. Cependant, la faiblesse de la croissance des salaires en Allemagne et aux Pays-Bas ne peut s'expliquer par leur plus faible taux de chômage.

De nombreuses études mettent en évidence un affaiblissement de la relation entre croissance des salaires (ou de l'inflation) et le taux de chômage se traduisant par un phénomène d'aplatissement de la courbe de Phillips dans les économies avancées (Berson et al. (2018), FMI (2013)). Par exemple, en France, depuis les années 1990, la relation entre inflation et chômage s'est affaiblie et devient même momentanément positive au cours des années 2000 lors d'une accélération de la productivité par tête (Quévat et Vignolles (2018)). Selon l'estimation d'une courbe de Phillips suivant un modèle à correction d'erreur sur la période 1994-2017, la hausse du chômage lors de la crise de 2008-2009 puis sa persistance a freiné les salaires. Le principal déterminant de l'évolution des salaires entre

1994 et 2017 reste toutefois la productivité notamment après 2010. L'aplatissement de la courbe de Phillips s'observe depuis 2011 en zone euro et depuis le début des années 2000 aux États-Unis (Commission européenne (2017)). Selon la Commission européenne (2017), en zone euro, la faible croissance de la productivité après la crise a contribué au ralentissement de la croissance des salaires. Les effets des anticipations ou retards d'inflation sur les salaires ont des tendances opposées jusqu'au début de la crise : l'effet de l'inflation passée décroît tandis que celui des anticipations d'inflation croît. Aux États-Unis, la productivité joue un rôle plus important dans la dynamique des salaires qu'en zone euro et son effet croît tendanciellement au cours du temps. L'inflation passée y pèse aussi fortement sur la dynamique des salaires mais de manière moins importante à partir de 2002. Les anticipations d'inflation n'améliorent cependant pas le modèle caractérisant la croissance des salaires aux États-Unis.

Le faible taux de croissance des salaires depuis la crise au sein des pays de l'OCDE (ou depuis 2012 en zone euro) s'expliquerait, au-delà du seul chômage, par la persistance de ressources inemployées (*labour slack*) approximées par un taux plus élevé de temps partiel involontaire malgré un marché du travail plus favorable (Bell et Blanchflower (2018) pour le Royaume-Uni définissent le taux de sous-emploi comme le taux de travailleurs (à temps complet ou partiel) souhaitant travailler plus, Ciccarelli et Osbat (2017) trouvent que les erreurs de prévision sont plus faibles pour la zone euro en utilisant le taux de chômage, l'écart de production ou l'écart de chômage au NAIRU plutôt que le taux de croissance du PIB ou le taux de chômage à court terme). Bulligan et Viviano (2017) montrent une relation de Phillips des salaires (avec le taux de chômage mesurant le *slack*) plus marquée entre 2008 et 2015 en zone euro pour la France, l'Italie et l'Espagne à l'exception de l'Allemagne pour laquelle cette relation bien que très prononcée s'est affaiblie sur cette période. Pour le Canada ou les États-Unis, la sensibilité de la croissance des salaires au *labour slack* ou à d'autres facteurs explicatifs évolue différemment (Brouillette et al. (2017)) : le *labour slack* et dans une moindre mesure la faiblesse de la croissance de la productivité du travail sont des facteurs importants du ralentissement de la croissance des salaires depuis 2014 au Canada. Cependant, aux États-Unis l'effet du *labour slack* sur la croissance des salaires s'est atténué depuis l'année 2010 contrairement à l'inflation et la productivité. D'autres facteurs non expliqués pèsent plus fortement sur la croissance des salaires au Canada qu'aux États-Unis depuis 2015. Les secteurs de l'industrie manufacturière ou les régions les plus intensives en énergie expliquent principalement la baisse de la croissance des salaires entre 2015 et 2016 au Canada tandis qu'aux États-Unis la dynamique sectorielle des salaires est relativement stable. Il existe également d'autres effets de composition selon l'âge ou l'éducation.

Des travaux récents introduisent des rigidités réelles dans la formation des salaires (Blanchard et Gali (2010)) ou permettent une évolution dans le temps des paramètres (Blanchard (2016)). De plus, de nombreuses études estiment la courbe de Phillips en zone euro (Bulligan et Viviano (2017), Bonam et al. (2018), Berson et al. (2018), Eser et al. (2020)). Pour Diev et al. (2021), la courbe de Phillips de l'inflation permet d'expliquer la faiblesse de l'inflation en zone euro entre 2013 et 2019 (par rapport à la période 1999-2007). La baisse de l'inflation entre ces deux périodes s'explique principalement par l'état de la conjoncture économique et la dynamique des prix des matières premières, notamment le pétrole. Au lieu d'utiliser la courbe de Phillips traditionnelle qui s'inverse en régime de change flexible, Geerolf (2021) préfère représenter une courbe de Phillips du taux de change réel qui s'observe quel que soit le régime de change.

Ainsi, le *labour slack* est un facteur de ralentissement de la croissance des salaires en zone euro, aux États-Unis ou au Canada mais l'inflation et la productivité jouent un rôle plus important dans la dynamique des salaires.

La prise en compte de facteurs structurels en plus des anticipations d'inflation ou de croissance peut expliquer la faible variation des salaires nominaux à travers le pouvoir de négociation des salariés.

### **1.1.5 Courbe de Phillips et stationnarité ?**

La courbe de Phillips met en relation des variables macroéconomiques (taux de croissance des salaires nominaux, de la productivité, des prix et taux de chômage) n'ayant pas toutes les mêmes propriétés de stationnarité. Cela peut poser des problèmes de spécification (cf. Salanié (1999)). Mettre en relation des variables stationnaires et non stationnaires (ou d'ordre d'intégration différent) entraîne des problèmes d'estimation de l'effet des variables stationnaires. Pour examiner des relations au niveau macroéconomique entre des variables données, il faut donc s'assurer au préalable qu'elles ont toutes le même niveau de stationnarité (ou ordre d'intégration) sans quoi la relation pourrait être considérée comme fallacieuse (cf. Nelson et Plosser (1982)), les résultats n'étant alors plus interprétables selon les méthodes habituelles. Si elles ont bien le même niveau de stationnarité, par exemple, elles sont toutes intégrées au même ordre, le résidu de cette équation sera d'un ordre d'intégration inférieur. Lorsque le résidu de l'équation est stationnaire, la relation entre des variables intégrées d'ordre 1 obtenue par l'équation est alors dite de « cointégration ». Celle-ci reflète alors l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre ces variables (cf. Engle et Granger (1987)). Ainsi l'ordre d'intégration des séries utilisées devrait déterminer la spécification de la courbe de Phillips.

Dans la littérature sur données françaises, les estimations disponibles ne le sont que sur des périodes plus anciennes et trouvent que les séries de salaires nominaux et des prix (de la consommation ou de la VA) sont considérées comme intégrées d'ordre 2 tandis que les salaires réels, le chômage ou la productivité sont intégrés d'ordre 1 (cf. Bonnet et Mahfouz (1996) sur la période 1970-1992, Heyer et al. (2000) sur la période 1970-1997). Une relation de cointégration est alors possible soit entre le taux de croissance des salaires nominaux, l'inflation et le taux de chômage (courbe de Phillips de court terme) soit entre le niveau des salaires réels, la productivité et le taux de chômage (équation de salaires en niveau de long terme).

Toutefois, les tests de stationnarité des variables ne sont pas très puissants, pouvant conduire à des diagnostics erronés sur leur ordre d'intégration. C'est pourquoi l'incorporation de certaines variables dans la relation de Phillips doit répondre aussi à des considérations économiques sur la nature des déterminants des salaires.

## **1.1.6 Les déterminants structurels de la dynamique des salaires**

### **1.1.6.1 La structure du marché du travail**

#### **Le coût du travail**

Le coût du travail qui pèse sur les salaires peut être un effet qui limite la demande de travail et entraîne une diminution des salaires. Bozio et al. (2011) étudient l'incidence de trois réformes

d'augmentation de cotisations sociales employeurs en France sur la période 1976-2010 et montrent une augmentation du coût du travail (salaire super brut) entre cinq et six ans après la réforme, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de parfaite compensation entre les cotisations des salariés et employeurs. La méthode employée de différences de différences met en évidence un effet à la baisse sur les salaires bruts plus important pour les cotisations contributives (retraite complémentaire des non cadres du secteur privé) que pour les autres cotisations non contributives (maladie, famille).

### **Les effets de composition et les facteurs démographiques**

La demande de travail peut aussi être différenciée selon la composition des salariés. À partir de 2009, le ralentissement des salaires réels en France est moins prononcé que celui de la productivité des salariés. Cet ajustement limité des salaires durant la crise peut s'expliquer par des effets de composition : les pertes d'emploi pendant la crise concernent principalement des salariés peu qualifiés ou peu expérimentés dont le salaire est moins élevé (Verdugo (2016)), ce qui augmente le salaire moyen. L'effet inverse est alors aussi observable en période de reprise. Audenaert et al. (2014) montrent que les effets de composition expliquent 0,4 point de la croissance annuelle du salaire moyen entre 2005 et 2008 puis plus de 0,5 point par an depuis 2009 mais ces effets de composition ne permettent pas à eux seuls d'expliquer la déconnexion entre salaires, inflation et productivité d'autant plus que cette étude ne prouve pas l'existence de rigidités nominales (selon la proportion de gels de salaires). De plus, un quart de l'évolution du salaire réel net moyen (au sens des rémunérations perçues) en 2009 et 2010 s'explique par un effet de composition et les trois quarts restants par l'augmentation des rémunérations des salariés demeurant en emploi (Askenazy et al. (2013)).

Certaines études montrent que l'immigration n'a aucune incidence évidente sur les salaires, l'inflation ou l'emploi ou que ses faibles effets possibles dépendent de la structure de qualification de cette population ou si l'offre de travail ou le pouvoir de négociation des immigrants diffèrent (cf. dans le cas de l'effet de l'immigration sur l'inflation en Espagne : Bentolila et al. (2008) ou sur les salaires au Royaume-Uni : Blanchflower et Shadforth (2009), Edo et al. (2018) pour une revue de la littérature sur le sujet).

De 2009 à 2016, la part dans l'emploi des plus de 50 ans a progressé par rapport à la part des 15-49 ans, en raison notamment des différentes réformes des systèmes de retraite. Cette évolution représentant un choc positif sur l'offre de travail peut exercer une pression à la baisse sur les salaires, et ce malgré la baisse du chômage (Mojon et Ragot (2018)).

Ainsi, les effets de composition et la structure de la population active ont un effet sur les salaires à travers l'offre de travail.

### **Le degré d'utilisation de la main d'œuvre**

Le taux de chômage employé dans les formulations de la courbe de Phillips ne reflète qu'imparfaitement le degré d'utilisation de la main d'œuvre en lien avec la structure du marché du travail. Au long du cycle économique, la demande de travail résulte de la demande agrégée (de biens et services). En phase d'expansion par exemple, les entreprises augmentent leur demande de travail pour répondre à la demande agrégée, ce qui peut prendre plusieurs formes : augmentation des heures travaillées via des heures supplémentaires, moindre recours au temps partiel involontaire, embauches supplémentaires. Les employeurs sont alors prêts à rémunérer davantage

leurs employés afin d'en attirer de nouveaux (et de retenir les existants). Si le taux de chômage (en niveau ou en variation) constitue une mesure usuelle du degré d'utilisation de la main d'œuvre, des études récentes montrent que d'autres formes d'utilisation (contrats temporaires ou à temps partiel involontaire) peuvent également agir sur la dynamique des salaires (Blanchflower et Posen (2014), Blanchflower et Levin (2015), FMI (2017)). La persistance d'un *labour slack* malgré une progression de l'emploi traduit l'existence de capacités excédentaires sur le marché du travail non captées par les mesures traditionnelles du chômage. Il peut s'agir de chômeurs découragés, de personnes employées à temps partiel souhaitant travailler plus ou d'autres personnes inactives (Hurley et Patrini (2017)). En France, en 2017, le taux d'emploi à temps partiel représente 19,3 % de l'emploi hors apprentis et le taux d'emploi à durée déterminée 10,8 % (Insee, enquête emploi 2017). Le taux de sous-utilisation de la main d'œuvre en France s'établit en 2017 à 18,7 % de la population active augmentée du halo, soit un taux assez proche de celui de la zone euro (cf. Insee Références *Emploi, chômage, revenus du travail* (2018) ou BCE (2017) en zone euro).

De même, Daly et Hobijn (2016) définissent les marges intensives et extensives comme le maintien ou la sortie de l'emploi continu à temps plein. La croissance des salaires réels est portée par les salariés employés de manière continue à plein temps lorsque le marché du travail se porte bien. En période de crise, les sorties de l'emploi des employés à plein temps ayant un faible salaire conduisent à une acyclicité des salaires réels agrégés. Cet effet extensif est plus visible à travers l'emploi à temps partiel que le chômage.

Selon le FMI (2017), dans les économies avancées, la dynamique des salaires nominaux résulte principalement de la sous-utilisation de la main d'œuvre (*labour slack*), telle que mesurée par le taux de chômage mais également le temps partiel involontaire (emplois de moins de 30 heures par semaine et dont les occupants déclarent souhaiter travailler davantage). Ainsi, le taux de chômage a un effet négatif sur le taux de croissance des salaires nominaux (une hausse du taux de chômage de 1 point réduit la croissance des salaires de 0,3 à 0,4 %). Le taux d'emploi à temps partiel involontaire a un impact négatif sur le taux de croissance des salaires nominaux : une hausse de 1 point du taux d'emploi à temps partiel involontaire baisse la croissance des salaires de 0,2 à 0,3 %. L'effet est plus important pour les pays où le taux de chômage de 2016 est en dessous de sa moyenne d'avant crise et plus faible chez ceux où le taux de chômage de 2016 est significativement plus haut que sa moyenne d'avant-crise. La différenciation d'une année du taux de chômage ou le recours aux contrats temporaires ne semblent pas en revanche jouer significativement sur le ralentissement des salaires.

L'influence de ces déterminants diffère selon les pays. Dans les pays où en 2016 le taux de chômage dépasse nettement sa moyenne avant-crise (2000-2007), la sous-utilisation de la main d'œuvre, notamment le temps partiel involontaire, explique environ la moitié du ralentissement des salaires depuis 2007. Dans les pays où le taux de chômage est revenu à sa moyenne d'avant-crise, voire en deçà, les deux tiers du ralentissement des salaires résultent du ralentissement de la productivité tendancielle. La baisse du chômage a en revanche favorisé la croissance des salaires nominaux depuis 2014. L'emploi à temps partiel involontaire pèse négativement, mais de façon marginale, sur la dynamique des salaires. De plus, le recours accru aux contrats temporaires ou à temps partiel traduirait davantage des effets de composition sectorielle, tandis que l'évolution des salaires nominaux relèverait plutôt de déterminants communs à l'ensemble des secteurs.



La détermination d'une bonne approximation du *labour slack* est donc fondamentale pour expliquer la dynamique des salaires d'autant plus que cette variable est inobservable, multidimensionnelle et que le taux de chômage classique ne mesure qu'imparfaitement les tensions sur le marché du travail.

Des facteurs structurels comme les rigidités institutionnelles, les salaires minima, les évolutions technologiques et la mondialisation peuvent réduire la sensibilité des salaires aux variations du *labour slack* ou de la productivité en diminuant le pouvoir de négociation des salariés.

### **Les rigidités institutionnelles et les salaires minima**

Le pouvoir de négociation des salariés baisse dans les pays de l'OCDE avec la baisse des rigidités institutionnelles qui découle des réformes du marché de travail (couverture des conventions collectives, degré de centralisation des accords, régulation du marché du travail...), ou du déclin continu de la syndicalisation et la fin de l'indexation automatique des salaires sur l'inflation (depuis 1983 en France). Aujourd'hui, la revalorisation du SMIC en France est partiellement calculée à partir de l'inflation de l'indice des prix à la consommation afin de protéger le pouvoir d'achat des ménages.

Des études mettent en évidence l'existence de rigidités nominales à la baisse (Marotzke et al. (2017), Dickens (2007)) qui peuvent limiter aussi bien les hausses que les baisses de salaires (Elsby (2006)). Les rigidités nominales à la baisse sont d'autant plus fortes que le taux de chômage est faible et que le taux de syndicalisation est élevé (Holden et Wulfsberg (2008)). De même, par exemple, les changements institutionnels de négociations salariales ont une influence sur la rigidité des salaires (Avouyi-Dovi et al. (2013)). Les salaires minima (SMIC ou minima de branche) ont un impact sur le calendrier et l'ampleur des relèvements salariaux (Gautier et al. (2019)) et peuvent même contribuer à amplifier la réponse des salaires à l'inflation passée par un facteur de 1,7.

D'après le FMI (2017), l'influence positive du taux de syndicalisation sur le taux de croissance des salaires apparaît moins robuste que les autres variables, dépendant notamment du choix de la période d'estimation (inclusion ou non des années de récession). Les changements dans la législation des licenciements individuels et collectifs (taux de croissance calculé sur les cinq dernières années d'un indice de l'OCDE du degré de protection de l'emploi) n'ont pas d'impact significatif sur la croissance des salaires.

Autor et al. (2017) montrent que la situation de monopsonie de grandes entreprises en tant qu'employeurs ou la concentration des entreprises dans certains secteurs (par exemple GAFA) entraînent la baisse de la part du travail dans la valeur ajoutée. Cependant, la concentration des entreprises pour l'industrie manufacturière semble sans effet sur les salaires moyens.

D'autre part, la tendance structurelle à la réduction du temps de travail en Europe ne semble pas avoir eu d'effets positifs significatifs sur les salaires horaires (cf. Batut et al. (2023)) et le recours aux emplois temporaires exerce une pression à la baisse plus importante sur les bas salaires (cf. Bosio (2014)).

### **1.1.6.2 Les évolutions technologiques**

L'automatisation, substituable au travail moyennement ou faiblement qualifié faisant appel à des routines ou des instructions précises, peut réduire le pouvoir de négociation de ces salariés et

conduire à des conditions d'emploi moins attractives pour ces derniers. Elle peut par ailleurs permettre une hausse des salaires des emplois hautement qualifiés d'où une polarisation du marché du travail (Autor et Dorn (2013)).

L'étude du FMI (2017) montre que l'automatisation (mesurée par la variation sur cinq ans du prix relatif des biens d'investissement) semble avoir pesé sur la dynamique des salaires, et ce de façon relativement robuste.

Depuis les années 1980, la part du travail dans la valeur ajoutée est orientée à la baisse pour de nombreux pays avancés (États-Unis, Japon...). La baisse du prix relatif de l'investissement, souvent attribué au progrès technique, pousse les entreprises à substituer du capital au travail, et explique ainsi environ la moitié de la baisse de la part du travail dans la valeur ajoutée (Karabarbounis et Neiman (2013)).

Ainsi, l'effet de l'automatisation ou du progrès technique sur les salaires est indéterminé car il dépend de ses conséquences sur la composition du marché du travail (destruction créatrice).

### **1.1.6.3 La mondialisation**

La mondialisation et l'exposition à la concurrence internationale peuvent diminuer le pouvoir de négociation des salariés concernés (via le risque de délocalisation de la production vers des pays à bas coûts par exemple) et l'inflation nationale des prix de la consommation est sensible aux évolutions de la demande mondiale (cf. Auer et al. (2017) ou Camatte et al. (2020) qui étudient l'impact des chocs de taux de change sur l'inflation en prenant en compte les chaînes de valeur mondiales). Ainsi, par exemple, Autor et al. (2013) et Malgouyres (2017) montrent une baisse des salaires dans les secteurs exposés à la concurrence chinoise aux États-Unis et en France respectivement. La faiblesse de la demande dans un pays peut être compensée par une plus forte demande étrangère. De même, les salaires étrangers ont une plus grande influence sur les salaires nationaux dans un pays très ouvert. En effet, l'intégration dans le commerce international des pays à faible coût de main d'œuvre exerce une pression à la baisse des salaires des travailleurs peu qualifiés des pays avancés qui se spécialisent dans des activités à forte valeur ajoutée. La baisse des salaires des travailleurs peu qualifiés est compensée par la hausse de ceux des travailleurs qualifiés d'où une hausse des inégalités (Beissonger et al. (2015)) si bien que l'effet sur les salaires agrégés est indéterminé (Borio et Filardo (2007), Blanchflower et Shadforth (2009)).

Cependant, selon une étude du FMI (2017), l'exposition à la concurrence internationale (mesurée par la croissance de la part de la valeur ajoutée étrangère dans les exportations totales) a un effet positif sur la dynamique des salaires.

D'autre part, les délocalisations seraient une cause avancée expliquant la baisse de la part du travail dans la valeur ajoutée depuis la fin des années 80 aux États-Unis (Elsby et al. (2013)). Il existe aussi une polarisation du marché du travail et un rôle de l'automatisation dans la substitution du capital au travail et les délocalisations (Acemoglu et Autor (2010)).

Ainsi, l'ouverture internationale qui a des effets à la fois sur l'offre et la demande de travail peut être corrélée à une hausse des salaires si elle entraîne une hausse de la productivité.

## 1.2 Courbe de Phillips au niveau sectoriel

Désagréger l'étude de la courbe de Phillips permet de tenir compte de l'hétérogénéité sectorielle des salaires et des prix en termes de flexibilité, d'exposition aux fluctuations internationales ou d'autres caractéristiques propres afin de vérifier que l'affaiblissement de la relation de Phillips observée au niveau agrégé ne cache pas en réalité des effets sectoriels différents.

D'une part, de nombreuses publications mettent en évidence l'importance de tenir compte de l'hétérogénéité sectorielle de l'inflation afin d'en expliquer sa dynamique dans le cadre du modèle de la courbe de Phillips néo-keynésienne qui explique l'inflation présente par les anticipations d'inflation et l'output gap (Leith et Malley (2003), Petrella et Santoro (2011)). En effet, le degré de rigidité des prix varie selon les secteurs : ils sont plus rigides dans les secteurs des services que dans l'industrie (Bils et Klenow (2004), Carvalho (2006), Klenow et Kryvtsov (2008), Nakamura et Steinsson (2008) pour la fréquence des changements de prix et la durée des rigidités nominales). La détermination d'une courbe de Phillips au niveau sectoriel permet de mieux tenir compte de l'hétérogénéité de la rigidité des prix et d'avoir des estimateurs plus cohérents que ceux obtenus par la courbe de Phillips agrégée. En effet, Imbs et al. (2007) et Byrne et al. (2013) critiquent l'utilisation des données agrégées car les paramètres de la courbe de Phillips agrégée sont biaisés en présence d'hétérogénéité de l'ajustement des prix entre les différents secteurs. La courbe de Phillips agrégée conduirait ainsi à une surestimation de l'effet de l'inflation passée et une sous-estimation de celui du coût marginal. De plus, ce biais s'expliquerait principalement par l'hétérogénéité de la durée des rigidités nominales et non par le degré d'indexation des prix. Ces résultats sont corroborés par Bryan et Meyer (2010) qui montrent que l'inflation calculée pour les prix les plus flexibles est plus sensible au *labour slack* (ou, en français, ressources inutilisées sur le marché du travail) que l'inflation calculée pour les prix les plus rigides. La sensibilité à l'inflation anticipée mesurée par ses valeurs retardées est au contraire plus forte pour l'inflation calculée pour les prix les plus rigides.

De plus, la fixation des prix des biens et services peut différer selon leur exposition aux fluctuations du marché international. Ainsi, par exemple, le prix du pétrole est établi sur un marché international tandis que les prix des secteurs des services à la personne ou de la restauration dépendent plus d'un marché local. Galesi et Rachedi (2019) montrent que la tertiarisation de l'économie atténue la réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire. Cela s'explique par le fait que les prix des services étant plus rigides que ceux de l'industrie, les coûts marginaux des secteurs les plus intensifs en services seront plus rigides, ce qui se répercute sur les prix sectoriels d'où une décorrélation avec le taux de chômage.

D'autre part, les dynamiques de salaires peuvent différer selon les caractéristiques propres des secteurs (intensité en capital ou travail, caractéristiques des salariés et des contrats, fixation des salaires, structure du marché...). Le degré de rigidité institutionnelle pouvant être mesuré par le taux de syndicalisation diffère selon les secteurs. Il est plus important pour les secteurs des transports, de la finance et de l'industrie que pour les autres secteurs. En France, l'approche sectorielle se justifie aussi par l'importance des minimas de branche en lien avec la revalorisation du SMIC dans l'évolution des salaires. C'est en effet à travers les minimas de branche que l'effet du SMIC se répercute à l'ensemble de la distribution des salaires (Gautier et al. (2019)). La part de bénéficiaires

de revalorisation du SMIC est plus importante dans le secteur des services que dans l'industrie (cf. le rapport du groupe d'experts sur le SMIC 2019).

Le tableau 2 synthétise les effets de différentes variables sur la dynamique des salaires obtenus par Anderton et al. (2017) pour 13 pays de la zone euro dont la France de 1992 à 2014 et pour le FMI (2017) pour 20 pays dont la France de 2000 à 2015.

Tableau 1: Effets de différentes variables sur l'évolution des salaires nominaux, d'après FMI (2017) et Anderton et al. (2017)

|                                 | FMI (2017)  | FMI (2017)   |  |   | Anderton et al. (2017)   |
|---------------------------------|---|--|--|---|--|
| niveau                          | agrégé  | sectoriel  |  |   | sectoriel  |
| variable expliquée              | salaires nominaux   | salaires nominaux  |  |   | salaires nominaux  |
| <b>variables explicatives</b>   |   |  |  |   |  |
| productivité                    | +   | - n.s.   | - n.s.   | - n.s.  | +  |
| inflation                       | +   | + n.s.   | + n.s.   | +   | +  |
| <b>mesures du slack</b>         |   |  |  |   |  |
| chômage                         | -   |  |  |   | -  |
| chômage (variation)             | -   |  |  |   |  |
| temps partiel involontaire      | -   |  |  |   |  |
| temps partiel                   |   | + n.s.   | - n.s.   | + n.s.  |  |
| emplois temporaires             | - n.s.  |  |  |   | + n.s. (industrie manufacturière, services)  |
| output gap                      | +   | -  | + n.s.   | +   |  |
| <b>variables structurelles</b>  |   |  |  |   |  |
| mondialisation                  | +   | + n.s.   | + n.s.   | + n.s.  |  |
| automatisation                  | +   | +  | + n.s.   | - n.s.  |  |
| syndicalisation                 | -   |  |  |   | + (industrie manufacturière)   |
| protection de l'emploi          | - n.s.  |  |  |   | + n.s.   |
| taux de croissance anticipée    | +   | +  | +  | + n.s.  |  |
| part des services dans l'emploi | - n.s.  |  |  |   |  |
| <b>nombre de pays</b>           | 29  | 5  | 7  | 8   | 13   |
| <b>pays</b>                     | Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Corée, Danemark, Espagne, Estonie, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Irlande, Islande, Israël, Italie, Japon, Lituanie, Nouvelle-Zélande, Norvège, Pays- | Allemagne, États-Unis, Royaume-Uni, Slovaquie, Tchéquie. | Australie, Autriche, Belgique, Canada, Finlande, Norvège, Suède. | Danemark, Espagne, France, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal, Slovénie. | Allemagne, Autriche, Chypre, Espagne, Estonie, Finlande, France, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal, Slovaquie, Slovénie. |

|                     |  |                       |  |  |                |
|---------------------|--|-----------------------|--|--|----------------|
|                     | Bas, Portugal,<br>Royaume-Uni,<br>Slovaquie,<br>Slovénie, Suède,<br>Suisse,<br>Tchéquie. |                       |  |  |                |
| <b>effets fixes</b> | pays, année  | pays, secteurs, année |  |  | pays, secteurs |
| <b>période</b>      | 2000T1-2016T4  | 2000-2015             |  |  | 1992T1-2014T2  |

Notations : n.s. : non significatif.

Ces études montrent un aplatissement de la courbe de Phillips et les résultats obtenus varient selon les pays, les secteurs étudiés et la mesure du *slack* utilisé. Ainsi, Norkute (2015) montre que la relation de Phillips néo-keynésienne sectorielle de l'inflation n'est pas empiriquement vérifiée pour plusieurs secteurs et pays en zone euro. De même, Lawless et Wehlan (2007) trouvent que cette spécification n'est pas vérifiée au niveau sectoriel si l'on utilise comme proxy du coût marginal réel la part des salaires dans la valeur ajoutée. Pour Byrne et al. (2013), la relation sectorielle n'est vérifiée que pour quelques grands pays européens (Allemagne, Royaume-Uni et France) et pour les États-Unis. Imbs et al. (2011) montrent aussi que le modèle est vérifié pour la France de 1978 à 2005. Bulligan et Viviano (2017) trouvent une augmentation de la corrélation entre la croissance des salaires horaires et le taux de chômage de 2008 à 2015, au niveau agrégé pour 3 pays européens (Italie, France et Espagne), et au niveau désagrégé à la fois dans les secteurs de l'industrie et des services pour l'Italie et la France.

Les courbes de Phillips sectorielles de l'inflation des biens et des services aux États-Unis se distinguent selon leur sensibilité aux prix internationaux et les compositions sectorielles en biens et services de l'économie impactent différemment l'inflation agrégée. D'une part, Peach et al. (2013) montrent des déterminants de l'inflation sous-jacente qui diffèrent selon le secteur. L'inflation du secteur des biens ne dépend pas du *labour slack* mais du prix des importations, de l'inflation passée et de ses anticipations de court terme. L'inflation sous-jacente dans le secteur des services suit bien la relation de Phillips classique de 1985 à 2012, les variables explicatives utilisées étant l'écart de chômage et les anticipations d'inflation de long terme. D'autre part, Seydl et Spittler (2016) mettent en évidence à la fois l'effet de la composition sectorielle de l'économie en biens et services et l'effet sectoriel propre pour une estimation de la courbe de Phillips entre deux périodes (1986-1993 et 1994-2014). Ainsi l'effet de composition du secteur des biens a neutralisé la courbe de Phillips entre les deux périodes tandis que l'effet de composition du secteur des services a accentué la courbe alors que les effets sectoriels propres des deux secteurs sont similaires. Cependant, certaines caractéristiques déjà constatées au niveau agrégé de la courbe de Phillips se retrouvent aussi au niveau sectoriel. Ainsi, Luengo-Prado et al. (2018) mettent en évidence un aplatissement de la courbe de Phillips sectorielle aux États-Unis après 2009-2010 avec une baisse de la persistance de l'inflation et une hausse des anticipations.

De plus, en zone euro, les rigidités institutionnelles comme la législation et la régulation des marchés du travail et des biens limitent l'ajustement des salaires au chômage en période de croissance ou en récession, particulièrement pour l'industrie manufacturière et dans une moindre mesure pour les secteurs de la construction et des services (Anderton et al. (2017)). Ainsi, les rigidités institutionnelles expliquent en partie les rigidités nominales des salaires à la baisse pendant la crise. Les taux de croissance des salaires de l'industrie manufacturière ou de la construction sont moins sensibles à la productivité que le secteur public ou des services ce qui peut être en lien avec

une plus forte concurrence et un moins fort pouvoir de négociation des salariés dans ces premiers secteurs (cf. Rusinova et al. (2015) sur la sensibilité des salaires réels à la productivité selon le degré de régulation du marché du travail).

Cependant, les études de la courbe de Phillips au niveau sectoriel n'ont pas réalisé des tests de différence de significativité des paramètres entre secteurs ou estiment des régressions séparément pour chaque secteur au lieu d'employer une unique régression distinguant les effets sectoriels. L'approche de cette étude est donc originale de par la spécification qui permet de comparer les effets de différentes variables par groupe de secteurs dans un unique modèle. D'autre part, alors que la littérature a surtout montré l'impact de la crise de 2008-2009 sur la dynamique des salaires à travers le taux de chômage, cette étude ajoute l'effet de la crise à travers l'inflation passée du prix de la consommation.

## 2. Construction des données

Les données trimestrielles sont principalement issues des comptes nationaux trimestriels de l'Insee et de l'enquête emploi du second trimestre 1975 au second trimestre 2018.

Tableau 2: Liste des variables

| <b>variable expliquée au niveau sectoriel (10 secteurs) ou agrégé</b> | <b>notation</b>  | <b>descriptif</b>   | <b>traitement</b>               |
|---|------------------|---|---------------------------------|
| salaire (EQTP)  | $\pi_{i,t}^w$    | salaires et traitements bruts (D11) / emploi salarié en EQTP (CVS en milliers de personnes) = masse salariale versée valeur aux prix courants en millions d'euros (données CVS) / emploi salarié en EQTP (CVS en milliers de personnes) | glissement trimestriel          |
| <b>variables explicatives au niveau agrégé uniquement</b>             | <b>notation</b>  | <b>descriptif</b>   | <b>traitement</b>               |
| taux d'inflation passée du prix de la consommation                    | $\pi_{t-1}^{pc}$ | dépenses de consommation des ménages aux prix courants (données CVS-CJO en milliards d'euros) / dépenses de consommation des ménages volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros)    | glissement trimestriel puis lag |
| taux de chômage   | $U_t$            | taux de chômage total, France métropolitaine, population des ménages, personnes de 15 ans ou plus   | aucun                           |
| variation trimestrielle du taux de chômage                            | $\Delta U_t$     | idem  | $\Delta_t$ trimestriel          |
| part des services dans l'emploi                                       | $\Delta_{20}S_t$ | emploi salarié dans les services en milliers personnes physiques / emploi total salariés en milliers  | $\Delta_t$ sur 5 ans            |
| prix relatif de l'investissement                                      | $\partial_3 I_t$ | (FBCF des entreprises non financières aux prix courants (données CVS-CJO en milliards d'euros) / FBCF des entreprises non financières   | glissement sur 3 ans            |

|   |                      |   |  |
|---|----------------------|---|--|
|   |                      | volumes aux prix de l'année précédente chaînés ( données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros) / (dépenses de consommation des ménages aux prix courants (données CVS-CJO en milliards d'euros) / dépenses de consommation des ménages volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros))       |  |
| <b>variables explicatives au niveau sectoriel (10 secteurs) ou agrégé</b> | <b>notation</b>      | <b>descriptif</b>   | <b>traitement</b>  |
| taux d'inflation passée des prix de la VA                                 | $\pi_{i,t-1}^{pva}$  | VA brute aux prix courants (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros) / VA brute volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros)  | glissement trimestriel puis lag                            |
| taux de croissance de la productivité                                     | $g_{i,t}$            | VA brute volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros) / emploi salarié en EQTP (CVS en milliers de personnes)  | glissement trimestriel                                     |
| taux d'emploi à temps partiel   | $\Delta P_{i,t}$     | 1 - taux d'occupation = 1 - emploi salarié EQTP milliers d'emplois / emploi salarié personnes physiques milliers d'emplois  | $\Delta_t$ trimestriel                                     |
| coïn social patronal <sup>4</sup>   | $\Delta C_{i,t}$     | (salaires et traitements bruts (D11) + Cotisations sociales à la charge des employeurs (D12)) / salaires et traitements bruts (D11) = rémunération salariale versée valeur aux prix courants en millions d'euros (données CVS) / masse salariale versée valeur aux prix courants en millions d'euros (données CVS)                              | $\Delta_t$ trimestriel                                     |
| taux de croissance de la VA passée  | $v_{i,t}$            | VA brute volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros)  | moyenne du glissement trimestriel sur 12 trimestres passés |
| taux d'ouverture internationale   | $\Delta_{20}O_{i,t}$ | (exportations volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros) + importations volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros) ) / (2 * VA brute volumes aux prix de l'année précédente chaînés (données CVS-CJO base 2014 en milliards d'euros)) | $\Delta_t$ sur 5 ans                                       |

4 La variable correspond au rapport des charges sociales patronales rapportées aux salaires nets, qu'on appelle par abus coïn social patronal ou niveau relatif des charges sociales patronales.

### 3. Quelle évolution de la courbe de Phillips sur les dernières décennies?

#### 3.1 Les hausses de salaires entre 1975 et 2018 ont suivies les augmentations du prix à la consommation

La formule économétrique utilisée dans sa version la plus complète est un modèle OLS inspiré des spécifications de la courbe de Phillips proposées par le FMI (2017) et Gali (2011) :

$$\pi_t^w = \bar{\alpha} + \bar{\theta}^{pc} \pi_{t-1}^{pc} + \bar{\theta}^{pva} \pi_{t-1}^{pva} + \bar{\beta}_1 u_t + \bar{\beta}_2 \Delta u_t + \bar{\gamma} g_t + \bar{\Psi} X_t + \bar{\Phi} Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où pour chaque trimestre  $t$  :

$\alpha$  est une constante

$\pi_t^w$  est le glissement trimestriel du salaire nominal par effectifs EQTP

$\pi_{t-1}^{pc}$  est l'inflation passée (retardée d'un trimestre) des prix de la consommation

$u_t$  est le taux de chômage

$\Delta u_t$  est la variation trimestrielle du taux de chômage

$g_t$  est le glissement trimestriel de la productivité du travail des secteurs de l'industrie ou des services

$X_t$  représente : la part des services dans l'emploi (au niveau agrégé), le prix relatif de l'investissement

$Z_t$  représente les autres variables explicatives comme le taux de croissance de la VA passée, le taux d'emploi à temps partiel, le niveau relatif des charges sociales patronales (« coin social patronal »), le taux d'ouverture

Une analyse de la stationnarité des différentes séries est fournie en annexe, à partir notamment des tests de Phillips-Perron et Dickey-Fuller.



Tableau 3: Spécification de référence

|                              | (2) OLS              |
|------------------------------|----------------------|
|                              | Coeff.               |
| $g_{i,t}$                    | 0,261**<br>(0,078)   |
| $\pi_{t-1}^{PC}$             | 0,562***<br>(0,064)  |
| $u_t$ (*0,01)                | -0,246***<br>(0,034) |
| $\Delta u_t$ (*0,01)         | 0,005<br>(0,135)     |
| $\Delta P_{i,t}$ (*100)      | 0,004<br>(0,004)     |
| $\Delta_{20} S_t$            | -0,098*<br>(0,048)   |
| $\Delta C_{i,t}$             | -0,158<br>(0,088)    |
| $v_{i,t}$                    | 0,156<br>(0,145)     |
| $\partial_3 I_t$             | -0,039*<br>(0,017)   |
| $\Delta_{20} O_{i,t}$ (*0,1) | -0,275<br>(0,225)    |
| $\alpha$                     | 0,027***<br>(0,003)  |
| Effets fixes                 | non                  |
| Tendance temporelle          | non                  |
| Stationnarité des résidus    | oui                  |
| Observations                 | 173                  |
| $R^2$                        | 0,902                |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,562 point.

Note : La variable expliquée est le glissement trimestriel du salaire nominal par effectifs EQTP  $\pi_{i,t}^w$ . Entre parenthèses figurent les écarts-type robustes à l'hétéroscédasticité des erreurs. Les signes \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

La stratégie d'identification modélise la variation des salaires nominaux en fonction de l'augmentation passée des prix de la consommation liée au pouvoir d'achat des ménages et donc à l'offre de travail et d'autres variables conjoncturelles ou structurelles (cf. équation (1)). Cela suppose que les agents fondent leurs anticipations sur la base de l'inflation réalisée et observée conformément à l'hypothèse des anticipations adaptatives. Ils anticipent donc une hausse des prix pour le trimestre courant proche de celle du trimestre précédent.

Conformément aux résultats établis dans la littérature (cf. FMI (2017) ou Anderton et al. (2017)), l'augmentation passée des prix de la consommation est corrélée positivement à la dynamique des salaires entre 1975 et 2018. La prise en compte de l'inflation passée affaiblit le coefficient liant salaires et chômage par rapport à une simple corrélation (cf. tableau 9 en annexe). Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,562 point (cf. tableau 3).<sup>5</sup> Ajouter dans la spécification le prix de la valeur ajoutée ne modifie qu'à

5 Dans une spécification non reportée ici, les coefficients de la régression, en particulier pour inflation, chômage et productivité, sont très proches avec l'emploi de l'IPC plutôt que du déflateur de la consommation.

la marge ce résultat (le coefficient de l'inflation du prix de la consommation devient de 0,410, alors que le coefficient de l'inflation du prix de la valeur ajoutée est de 0,239, voir tableau 12 en annexe).

### **On observe bien une relation négative entre niveau de chômage et évolution des salaires**

Le coefficient du taux de chômage, qui représente la pente de la courbe de Phillips, est significativement négatif. Une hausse de 1 point du taux de chômage diminue la croissance des salaires de 0,246 point.

Cependant, l'évolution trimestrielle du taux de chômage, renseignant une amélioration ou une dégradation soudaine du marché du travail n'affecte pas la dynamique des salaires.

### **Les autres facteurs jouant négativement sur les salaires sont notamment le prix relatif de l'investissement et l'ouverture internationale**

La dynamique des salaires évolue en sens inverse du prix relatif de l'investissement (cf. tableau 3). Il est difficile d'interpréter ce signe négatif : il pourrait suggérer un effet déflationniste du progrès technique ou être simplement lié à un problème de mesure, si le prix relatif de l'investissement ne capture pas bien les effets de l'automatisation.

Le coefficient de l'ouverture internationale (différenciation sur 5 ans) n'est pas significatif. Majid (2004) explique ce résultat par le fait qu'un choc initial représenté par une plus forte ouverture commerciale induit un effet négatif temporaire sur les salaires lié au temps d'ajustement à court terme du marché du travail à ce choc.

A noter que ces résultats diffèrent en partie de ceux obtenus par le FMI (2017), qui observent un effet positif du prix relatif de l'investissement et de l'ouverture internationale. Ces différences peuvent s'expliquer par des mesures différentes (notamment pour l'ouverture internationale, mesurée dans l'étude du FMI par la croissance sur cinq années de la part de la valeur ajoutée dans les exportations), et par le fait que l'estimation est menée sur plusieurs pays, ce qui permet d'identifier les effets non seulement par des variations au cours du temps mais selon les variations observées entre pays.

On observe une relation négative entre le niveau relatif des cotisations sociales patronales et la progression des salaires, conformément à ce qu'identifie la littérature pour les États-Unis et la France (cf. Quévat et Vignolles (2018), Bozio et al. (2011) respectivement). Cependant, ce coefficient de -0,158 n'est pas significatif, ce qui pourrait traduire des évolutions temporelles ou des différences sectorielles (voir partie 4).

## **3.2 Effets des crises de 1992-1993 et 2008-2009**

Afin de mieux cerner l'effet des crises sur la dynamique des salaires au travers de l'inflation passée des prix de la consommation et du taux de chômage, on autorise le coefficient devant ces variables à varier selon cinq périodes  $S = \{1975T2-1991T4, 1992T1-1993T4, 1994T1-2007T4, 2008T1-2009T4, 2010T1-2018T2\}$  afin de singulariser les deux crises (1992-1993 et 2008-2009), en ajoutant des indicatrices aux modèles précédemment utilisés de la manière suivante au niveau sectoriel (OLS) :

$$\pi_t^w = \bar{\alpha} + \sum_{s \in S} \bar{\theta}_s 1_s \pi_{t-1}^{pc} + \sum_{s \in S} \bar{\beta}_{1s} 1_s u_t + \sum_{s \in S} \bar{y}_s 1_s g_t + \bar{\beta}_2 \Delta u_t + \bar{\Psi} X_t + \bar{\Phi} Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Les notations utilisées sont les mêmes que précédemment auxquelles on ajoute les indicatrices de période temporelle  $1_s$ , pour  $s \in S$ .

Le tableau 23 représente les résultats complets du modèle (2) et le tableau 4 synthétise les résultats pour 3 coefficients du modèle (2) (productivité, inflation passée des prix de la consommation, chômage) et pour 4 périodes (1975-2018, 1975-1991, 1994-2007, 2010-2018).

Le premier enseignement de ces régressions est que si le coefficient du niveau de chômage est devenu un peu plus faible après la crise de 1992-1993, il n'a pas plus baissé après la crise de 2008-2009.

Le deuxième enseignement porte sur la rupture du lien entre le prix de la consommation et les salaires après la crise de 1992-1993 : l'inflation passée du prix de la consommation n'explique significativement la dynamique des salaires qu'avant la crise de 1992-1993. La crise aurait ainsi entraîné une déconnexion entre la dynamique des salaires agrégés et l'inflation passée agrégée des prix de la consommation. Ce résultat est corroboré par la plus faible corrélation entre la dynamique des salaires et l'inflation passée agrégée du prix de la consommation entre 2010 et 2018 qu'entre 1975 et 2007 (cf. tableau 9 en annexe).

Troisièmement, l'effet de la productivité sur la dynamique des salaires augmente légèrement dans le temps (l'écart-type étant plus élevé sur la période avant la crise de 1992-1993, le coefficient n'y est pas significatif).

Tableau 4: Tableau de synthèse

|                           | 1975-2018            | 1975-1991            | 1994-2007            | 2010-2018            |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $g_{i,t}$                 | 0,261**<br>(0,078)   | 0,198<br>(0,120)     | 0,248*<br>(0,108)    | 0,292**<br>(0,102)   |
| $\pi_{t-1}^{pc}$          | 0,562***<br>(0,064)  | 0,650***<br>(0,070)  | -0,043<br>(0,087)    | 0,090<br>(0,104)     |
| $u_t (*0,01)$             | -0,246***<br>(0,034) | -0,261***<br>(0,040) | -0,210***<br>(0,037) | -0,214***<br>(0,032) |
| Effets fixes              | non                  | non                  |                      |                      |
| Tendance temporelle       | non                  | non                  |                      |                      |
| Stationnarité des résidus | oui                  | oui                  |                      |                      |
| Observations              | 173                  | 173                  |                      |                      |
| R <sup>2</sup>            | 0,902                | 0,938                |                      |                      |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,562 point sur la période 1975-2018.

Note : Les trois dernières colonnes proviennent d'une même régression (2). Les coefficients correspondant aux périodes 1992T1-1993T4 et 2008T1-2009T4 ne sont pas affichés. Entre parenthèses figurent les écarts-type robustes à l'hétéroscédasticité des erreurs. Les signes \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

### 3.3 Évolution des principaux déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps

La représentation graphique sur des fenêtres glissantes sur 20 ans excluant les deux crises (1992-1993 et 2008-2009) des coefficients associés aux variables explicatives permet de visualiser l'évolution des déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps ainsi que leur significativité (cf. figures 1 et 2). Dans l'ensemble, les fenêtres glissantes mettent en évidence l'instabilité temporelle des effets des différentes variables explicatives de la relation de Phillips.

Le coefficient du **taux de croissance de la productivité** est stable et significatif dans le temps sauf pour les premières fenêtres.

Comme indiqué par les régressions par sous-période, le coefficient du **taux d'inflation des prix de la consommation passée** décline au cours du temps, ce qui peut traduire un plus fort ancrage des anticipations et une moins forte prise en compte des prix dans la formation des salaires.

Le coefficient du **taux de chômage** est beaucoup plus fort en début de période que sur la période récente, ce qui traduit l'aplatissement de la courbe de Phillips dans le temps. Les estimations sur fenêtres glissantes confirment que le coefficient de la courbe de Phillips s'est stabilisé après la crise de 1992-1993.

Le **taux d'emploi à temps partiel** a un effet positif sur la dynamique des salaires entre 1975 et 2007.

La dynamique des salaires n'est significativement (et positivement) expliquée par **la part des services dans l'emploi total** qu'à partir de 1994.

Le **niveau relatif des charges patronales** a un effet négatif sur la dynamique des salaires depuis 1982.

Le **taux de croissance passée** porte la croissance des salaires agrégés entre 1983 et 2010.

Le **prix relatif de l'investissement** a un effet négatif sur la dynamique des salaires qui apparaît par intermittence, la période la plus récente s'étend de 1994 à 2018.

### 3.4 Contributions à la dynamique des salaires

Les contributions à la dynamique des salaires en écart à leur moyenne de long terme sont calculées en utilisant les coefficients des régressions OLS appliqués aux variables explicatives auxquelles on soustrait leur moyenne de long terme<sup>6</sup>. Observer ces contributions sur longue période permet de suivre leur évolution au cours du temps. Pour étudier d'éventuelles ruptures liées aux deux crises majeures de 1993 et 2008, on estime des coefficients distincts par sous périodes : 1975T2-1991T4, 1994T1-2007T4, 2010T1-2018T2.

Les principaux déterminants des salaires sont l'inflation passée des prix à la consommation et l'emploi (mesuré par 3 variables : le taux de chômage comme approximation du *labour slack*, sa différence trimestrielle et le taux d'emploi à temps partiel). Ces variables ont le plus contribué à la

6 Selon la formule :

$$\pi_{i,t}^w - \bar{\pi}_{i,t}^w = \sum_{j \in \{\text{industrie, services}\}} 1_{t \in j} \{ \hat{\theta}_j (\pi_{t-1}^{pc} - \bar{\pi}_{t-1}^{pc}) + \hat{\beta}_{1,j} (u_t - \bar{u}_t) + \hat{\beta}_{2,j} (\Delta u_t - \Delta \bar{u}_t) + \hat{\gamma}_j (g_{i,t} - \bar{g}_{i,t}) + \hat{\Psi}_j (X_t - \bar{X}_t) + \hat{\Phi}_j (Z_{i,t} - \bar{Z}_{i,t}) \}$$

dynamique des salaires (en écart à la moyenne) à la hausse sur la période 1975T2-1991T4 et à la baisse sur les périodes 1994T1-2007T4 et 2010T1-2018T2 (cf. figures 3 à 9).

Ainsi, sur la période 1975T2-1991T4, les salaires agrégés croissent en moyenne de 0,94 point par rapport à leur moyenne de long terme dont 0,53 point s'explique par l'inflation passée des prix de la consommation et 0,38 point par l'emploi. En effet, les salaires croissent plus que leur moyenne de long terme entre 1975 et 1985 et en 1989 et 1990. La dynamique des salaires entre 1982 et 1986 reflète la modération salariale entamée suite à la baisse de l'inflation et la désindexation des salaires.

Sur la période 1994T1-2007T4 (resp. 2010T1-2018T2), les salaires agrégés sont moins dynamiques de 0,50 point (resp. 0,72 point) par rapport à leur moyenne de long terme dont 0,31 point (resp. 0,36 point) s'explique par l'inflation passée des prix de la consommation et 0,20 point (resp. 0,33 point) par l'emploi.

De plus, les autres facteurs (niveau relatif des charges patronales, taux d'ouverture et prix relatif de l'investissement) ont des contributions opposées à celles de l'inflation, l'emploi et la productivité sur toutes les périodes. C'est sur la période 2010T1-2018T2 que leur contribution pèse le plus négativement sur la dynamique des salaires.

## 4. Existe-il une dynamique distincte entre industrie et services ?

Les estimations sont ensuite menées de manière distincte entre l'industrie et les services. En pratique, il s'agit d'estimer une variante de l'équation (1) :

$$\pi_{i,t}^w = \alpha + \sum_{j \in \{industrie, services\}} 1_{i \in j} \{ \theta_j^{pc} \pi_{t-1}^{pc} + \theta_j^{pva} \pi_{i,t-1}^{pva} + \beta_{1,j} u_t + \beta_{2,j} \Delta u_t + \gamma_j g_{i,t} + \Psi_j X_t + \Phi_j Z_{i,t} \} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

où  $i$  dénote un secteur parmi les 10 secteurs étudiés,  $j \in \{industrie, services\}$  ainsi qu'une variante utilisant des effets fixes par secteur.

On ne s'intéresse ici qu'aux secteurs industriels et des services marchands, soit six secteurs pour l'industrie (énergie, eau, déchets ; industries agro-alimentaires ; cokéfaction et raffinage ; biens d'équipement ; matériels de transport ; autres branches industrielles) et 4 secteurs pour les services marchands (commerce ; transport ; information-communication ; services financiers). En revanche, on exclut pour l'analyse l'agriculture, la construction, l'hébergement et restauration, les services immobiliers, services aux entreprises, services non marchands, services aux ménages.

### 4.1 Résultats avec inflation des prix de la consommation

Tableau 5: Spécification de référence (niveau sectoriel)

|           |           | (1) OLS          |                      |
|-----------|-----------|------------------|----------------------|
|           |           | Coeff.           | Pval(test d'égalité) |
| $g_{i,t}$ | industrie | 0,019<br>(0,014) | 0,086                |

|  |           |                      |       |
|--|-----------|----------------------|-------|
|  | services  | 0,108*<br>(0,044)    |       |
| $\pi_{t-1}^{pc}$                         | industrie | 0,546***<br>(0,083)  | 0,631 |
|  | services  | 0,496***<br>(0,048)  |       |
| $U_t (*0,01)$                            | industrie | -0,254***<br>(0,024) | 0,073 |
|  | services  | -0,274***<br>(0,023) |       |
| $\Delta U_t (*0,01)$                     | industrie | 0,106<br>(0,127)     | 0,123 |
|  | services  | -0,144<br>(0,077)    |       |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$                  | industrie | 0,023<br>(0,014)     | 0,279 |
|  | services  | 0,005<br>(0,007)     |       |
| $\Delta C_{i,t}$                         | industrie | -0,205***<br>(0,025) | 0,914 |
|  | services  | -0,193<br>(0,099)    |       |
| $V_{i,t}$                                | industrie | -0,078*<br>(0,026)   | 0,509 |
|  | services  | -0,020<br>(0,080)    |       |
| $\partial_3 I_t$                         | industrie | -0,077**<br>(0,022)  | 0,269 |
|  | services  | -0,048*<br>(0,015)   |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t} (*0,1)$             | industrie | -0,006**<br>(0,002)  | 0,179 |
|  | services  | -0,069<br>(0,043)    |       |
| $\alpha$                                 |           | 0,028***<br>(0,002)  |       |
| Effets fixes                             |           | non                  |       |
| Tendance temporelle                      |           | non                  |       |
| Stationnarité des résidus<br>par branche |           | oui                  |       |
| Observations                             |           | 1730                 |       |
| R <sup>2</sup>                           |           | 0,498                |       |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,546 point dans l'industrie et 0,496 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : La variable expliquée est  $\pi_{i,t}^w$ .

Le test d'égalité utilisé est le test de Wald bilatéral d'hypothèse nulle  $\beta_{industrie} = \beta_{services}$ . Les tests de stationnarité sont les tests de Dickey-Fuller augmenté et Phillips-Perron sans constante ni tendance. Les écarts-type sont ajustés selon 10 clusters sectoriels.

Entre parenthèses figurent les écarts-type. Les signes \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Le tableau 5 fournit les résultats de l'estimation de l'équation (3), au niveau sectoriel<sup>7</sup>.

Au niveau sectoriel, le coefficient de Phillips est significatif pour l'industrie et les services. Une hausse de 1 point du taux de chômage diminue la croissance des salaires de 0,254 point dans l'industrie et de 0,274 dans les services<sup>8</sup>.

Les effets de l'augmentation passée des prix de la consommation sont similaires dans l'industrie et les services. Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,546 point dans l'industrie, de 0,496 point dans les services. Ces résultats sont inférieurs à 1 tout comme les coefficients déjà obtenus par Anderton et al. (2017) qui sont de 0,413 pour l'industrie manufacturière et 0,380 pour les services, soit des coefficients de long terme de 0,727 et 0,553 respectivement (en tenant compte de la variable expliquée retardée).

Les coefficients de la productivité et du taux de croissance passé apparaissent significativement différents entre l'industrie et les services.

La productivité sectorielle n'a d'effet significatif que sur la dynamique des salaires des services, et de manière moins importante que l'inflation passée du prix de la consommation. Une hausse de 1 point de la productivité correspond à une croissance des salaires des services de 0,108 point. L'importance de la productivité dans la dynamique des salaires des services est mise en évidence dans la littérature (Anderton et al. (2017)).

Le taux de croissance passée exerce un effet négatif sur la dynamique des salaires de l'industrie, le coefficient n'étant pas significatif dans les services. Cela pourrait traduire une possible plus forte importance des anticipations de croissances plutôt que de la croissance passée pour expliquer la dynamique des salaires.

Ces résultats sont robustes à plusieurs spécifications (voir annexe) : ajout de l'inflation passée des prix de valeur ajoutée puis de la croissance du salaire passé ou à l'inverse plus parcimonieux, estimations en ajoutant des effets fixes par sous-périodes ou séparément selon les deux secteurs, ainsi qu'à l'ajout de tendances temporelles.

---

7 Les spécifications principales ne mettent pas en jeu l'évolution du prix de la valeur ajoutée, ce qui ne modifie pas qualitativement les résultats (robustesse réalisée en 5.2.1).

8 Le coefficient correspondant aux évolutions du taux de chômage est négatif, mais non significatif, pour le secteur des services. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que le secteur des services est celui qui emploie le plus de salariés et qui est aussi plus affecté par le chômage en temps de crise que l'industrie car ses entreprises sont moins utilisatrices des dispositifs d'activité partielle (possible depuis 1968) (cf. DARES (2012) sur la période 2007-2010). De plus, les entreprises du secteur de l'industrie ont une plus forte propension à baisser l'emploi en temps de crise (recours à l'activité partielle cf. DARES (2016)) d'où un effet de composition de la main d'œuvre à la hausse sur les salaires de ce secteur lorsque les réductions d'emplois affectent les plus bas salaires.

L'étude de l'effet des deux crises au niveau sectoriel montre que le coefficient du niveau de chômage est devenu un peu plus faible après la crise de 1992-1993 pour les services et reste non significativement différent d'avant la crise pour l'industrie (cf. tableau 24). La rupture du lien entre le prix de la consommation et les salaires après la crise de 1992-1993 est similaire dans l'industrie et les services.

En termes temporels, les estimations sur des fenêtres glissantes sur 20 ans excluant les deux crises (1992-1993 et 2008-2009) des coefficients montrent des dynamiques en partie différentes entre industrie et services.

La stabilité du coefficient du **taux de croissance de la productivité** se retrouve au niveau sectoriel. Ce coefficient n'est pas significatif pour l'industrie tandis qu'il est plus important et significatif pour les services. Ce résultat confirme que la dynamique de court terme des salaires dans le secteur des services est plus portée par la productivité sectorielle.

L'aplatissement de la courbe de Phillips dans le temps semble provenir de l'industrie : les coefficients du **taux de chômage** sont toujours significatifs dans le secteur des services (au seuil de 10 %) même sur périodes récentes, tandis que pour l'industrie, l'incertitude en hausse en fin d'échantillon rend le coefficient non significatif sur les dernières fenêtres.

L'effet négatif du **taux d'ouverture** sur la dynamique des salaires de l'industrie est visible avant la crise de 2008, mais plus après.

En termes de contributions, les estimations par sous-périodes montrent que sur la période 1975T2-1991T4, les salaires croissent en moyenne de 0,98 point par rapport à leur moyenne de long terme pour l'industrie et 0,83 point pour les services. L'inflation passée des prix de la consommation contribue à peu près dans les mêmes proportions à la croissance des salaires des services (0,44 point) que celle de l'industrie (0,53 point). L'emploi est le second contributeur à la croissance des salaires, avec +0,41 point pour l'industrie et 0,32 point pour les services.

Sur la période 1994T1-2007T4, les salaires de l'industrie et des services sont moins dynamiques que leur moyenne de long terme (de 0,44 point dans l'industrie et de 0,52 point dans les services). L'inflation et l'emploi restent les plus gros contributeurs négatifs à la dynamique des salaires de l'industrie et des services.

Sur la période 2010T1-2018T2, les salaires de l'industrie et des services sont toujours moins dynamiques que leur moyenne de long terme (de 0,70 point dans l'industrie et de 0,83 point dans les services). Cela s'explique par une plus forte contribution négative de l'emploi par rapport à la période précédente (baisse de 0,17 point pour l'industrie et 0,14 point pour les services par rapport à 1994T1-2007T4).

La contribution de la productivité reste négative quelle que soit la période pour l'industrie et positive en décroissant légèrement dans le temps pour les services. Il en résulte, au niveau agrégé, une contribution positive de la productivité sur la période 1975T2-1991T4 et négative après.



## Conclusion

Cette étude montre que la courbe de Phillips existe toujours en France, notamment après la crise de 2008-2009 : l'aplatissement de cette courbe, qui s'observe quand un chômage élevé réduit moins l'inflation, aurait plutôt eu lieu au moment de la crise de 1992-1993, avec un coefficient similaire entre 2010 et 2018 qu'entre 1994 et 2007.

Les principaux déterminants de la courbe de Phillips au niveau agrégé sont la productivité, l'inflation passée (des prix de la consommation ou de la VA) et le taux de chômage. Les variables principales, comme l'inflation passée du prix de la consommation ou le chômage, ont une corrélation positive avec les salaires aussi bien dans l'industrie que dans les services. Pour certaines variables, l'égalité des coefficients entre industrie et services n'est pas rejetée, mais le coefficient ne ressort significativement que pour l'un des deux groupes de secteurs (coin social patronal, croissance passée et ouverture internationale pour l'industrie, et variations sectorielles de productivité pour les services). La variation trimestrielle du taux de chômage et le taux d'emploi à temps partiel n'ont pas d'effets sectoriels significatifs.

La dynamique des salaires est plus persistante pour l'industrie que pour les services.

La corrélation plus importante et plus significative de l'inflation passée agrégée des prix de la consommation que celle sectorielle des prix de la VA suggère que la dynamique des salaires est plus liée à la demande de travail et à son cadre institutionnel (maintien du pouvoir d'achat et revalorisation du SMIC) qu'à l'offre de travail. Cependant, depuis 1994, la corrélation de l'inflation passée des prix de la consommation n'est plus significative, traduisant un fort ancrage des anticipations et la crédibilité de la politique monétaire.

Ces conclusions demeurent robustes à la parcimonie des modèles ou à l'introduction de différents effets temporels.

Ce travail ouvre d'autres perspectives de recherche quant à la mesure pertinente d'un *labour slack* sectoriel ou le test d'autres types de non linéarités que la période de crise dans la spécification de la courbe de Phillips des salaires. Il sera aussi important de regarder cette relation sur la période actuelle avec suffisamment de recul après la crise de 2020.

## 5. Annexes

### 5.1 Analyse de la stationnarité des séries

La plupart des variables explicatives utilisées dans l'équation (1) sont stationnaires trimestriellement entre 1975 et 2018 selon les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté et Phillips-Perron (cf. Dickey et Fuller (1979), Phillips et Perron (1988)) au niveau sectoriel (cf. tableau 7) ou agrégé (cf. tableau 6).

Tableau 6: Tests de racine unitaire (niveau agrégé)

|                     | pval( $\tau$ ADF) | pval( $\tau$ PP) | Ordre d'intégration |
|---------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| $\pi_t^w$           | 0,019             | 0,009            | I(0)***             |
| $g_t$               | <0,0001           | <0,0001          | I(0)***             |
| $\pi_{t-1}^{pc}$    | 0,032             | 0,019            | I(0)**              |
| $\pi_{i,t-1}^{pva}$ | 0,018             | 0,005            | I(0)***             |
| $U_t$               | 0,829             | 0,892            | I(1)                |
| $\Delta U_t$        | <0,0001           | <0,0001          | I(0)***             |
| $\Delta P_{i,t}$    | 0,0002            | <0,0001          | I(0)***             |
| $\Delta_{20}S_t$    | 0,292             | 0,475            | I(1)                |
| $\Delta C_t$        | <0,0001           | <0,0001          | I(0)***             |
| $v_t$               | 0,105             | 0,099            | I(0)*               |
| $\partial_3 I_t$    | 0,005             | 0,022            | I(0)***             |
| $\Delta_{20}O_t$    | 0,295             | 0,382            | I(1)                |

Lecture : Pour la variable  $\pi_t^w$ , la p-value du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) vaut 0,019 et la p-value du test de Phillips-Perron (PP) vaut 0,009, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité (sans constante ni tendance) aux seuils de 5 % et 1 % respectivement.

Note : Les signes \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % selon le minimum de pval( $\tau$ ADF) et pval( $\tau$ PP).

$\pi_t^w$  : salaire (EQTP),  $g_t$  : taux de croissance de la productivité,  $\pi_{t-1}^{pc}$  : taux d'inflation passée du prix de la consommation,  $\pi_{i,t-1}^{pva}$  : taux d'inflation passée des prix de la VA,  $U_t$  : taux de chômage,  $\Delta U_t$  : variation trimestrielle du taux de chômage,  $\Delta P_{i,t}$  : taux d'emploi à temps partiel,  $\Delta_5 S_t$  : part des services dans l'emploi,  $\Delta C_t$  : coïn social patronal,  $v_t$  : taux de croissance de la VA passée,  $\partial_3 I_t$  : prix relatif de l'investissement,  $\Delta_{20} O_t$  : taux d'ouverture internationale.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Le taux de chômage est, selon les tests de racine unitaire présentés dans le tableau 6, intégré d'ordre 1. Il ne devrait donc pas être mis en regard de la série des variations de salaire qui, elle, est stationnaire. Néanmoins, lorsque cette variable est introduite dans une spécification de courbe de Phillips, les résidus obtenus sont stationnaires, ce qui ne devrait formellement pas être possible, dans la mesure où seul le taux de chômage a un ordre d'intégration plus élevé. Ce résultat traduit en fait la faible puissance des tests de stationnarité, d'autant que des raisons plus pratiques peuvent conduire à considérer que cette série est en réalité stationnaire. Ainsi, le taux de chômage est nécessairement stationnaire d'un point de vue théorique, car il ne peut s'éloigner indéfiniment de sa valeur d'équilibre ni prendre de valeurs arbitrairement élevées ou négatives. De même, l'introduction dans la relation de Phillips d'autres variables explicatives considérées comme I(1) par des tests de racines unitaires (part des services dans l'emploi et taux d'ouverture) ne transmet pas

leur non stationnarité aux résidus de la régression d'où la conservation de ces variables. L'utilisation de modèles parcimonieux sans ces variables mais avec le taux de chômage montrera que les effets des principales variables de la courbe de Phillips (productivité, inflation passée du prix de la consommation et chômage) sont inchangés.

Tableau 7: Tests de racine unitaire (niveau sectoriel)

|                     |                     | énergie, eau, déchets | industries agro-alimentaires | cokéfaction et raffinage | biens d'équipement | matériels de transport | autres branches industrielles | commerce | transport | information-communication | services financiers |
|---------------------|---------------------|-----------------------|------------------------------|--------------------------|--------------------|------------------------|-------------------------------|----------|-----------|---------------------------|---------------------|
| $\pi_{it}^w$        | pval( $\tau$ ADF)   | 0,004                 | 0,006                        | 0,0003                   | 0,020              | 0,027                  | 0,038                         | 0,018    | 0,004     | 0,004                     | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | 0,0002                | 0,004                        | <0,0001                  | 0,0052             | 0,003                  | 0,023                         | 0,032    | 0,004     | 0,001                     | <0,0001             |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)***               | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)**             | I(0)**                 | I(0)**                        | I(0)**   | I(0)***   | I(0)***                   | I(0)***             |
| $g_{it}$            | pval( $\tau$ ADF)   | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)***               | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)***            | I(0)***                | I(0)***                       | I(0)***  | I(0)***   | I(0)***                   | I(0)***             |
| $\pi_{i,t-1}^{pva}$ | pval( $\tau$ ADF)   | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | 0,003    | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)***               | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)***            | I(0)***                | I(0)***                       | I(0)***  | I(0)***   | I(0)***                   | I(0)***             |
| $\Delta P_{it}$     | pval( $\tau$ ADF)   | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)***               | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)***            | I(0)***                | I(0)***                       | I(0)***  | I(0)***   | I(0)***                   | I(0)***             |
| $\Delta C_{it}$     | pval( $\tau$ ADF)   | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | <0,0001               | <0,0001                      | <0,0001                  | <0,0001            | <0,0001                | <0,0001                       | <0,0001  | <0,0001   | <0,0001                   | <0,0001             |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)***               | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)***            | I(0)***                | I(0)***                       | I(0)***  | I(0)***   | I(0)***                   | I(0)***             |
| $v_{it}$            | pval( $\tau$ ADF)   | 0,022                 | 0,0003                       | 0,004                    | 0,029              | 0,0008                 | 0,029                         | 0,089    | 0,162     | 0,207                     | 0,0003              |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | 0,055                 | 0,016                        | 0,014                    | 0,026              | 0,002                  | 0,020                         | 0,174    | 0,201     | 0,260                     | 0,009               |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)**                | I(0)***                      | I(0)***                  | I(0)**             | I(0)***                | I(0)**                        | I(0)*    | I(1)      | I(1)                      | I(0)***             |
| $\Delta_{20}O_{it}$ | pval( $\tau$ ADF)   | 0,031                 | 0,159                        | 0,363                    | 0,422              | 0,613                  | 0,254                         | 0,003    | 0,0002    | 0,067                     | <0,0001             |
|                     | pval( $\tau$ PP)    | 0,050                 | 0,157                        | 0,374                    | 0,365              | 0,483                  | 0,319                         | 0,086    | 0,001     | 0,152                     | 0,003               |
|                     | Ordre d'intégration | I(0)**                | I(1)                         | I(1)                     | I(1)               | I(1)                   | I(1)                          | I(0)***  | I(0)***   | I(0)*                     | I(0)***             |

Lecture : Pour la variable  $\pi_{it}^w$  et pour le secteur énergie, eau, déchets, la p-value du test de Dickey-Fuller augmenté vaut 0,004 et la p-value du test de Phillips-Perron vaut 0,0002, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité (sans constante ni tendance) aux seuils 1 % pour les deux tests.

Note : Les signes \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % selon le minimum de pval( $\tau$ ADF) et pval( $\tau$ PP).

$\pi_{it}^w$  : salaire (EQTP),  $g_{it}$  : taux de croissance de la productivité,  $\pi_{i,t-1}^{pva}$  : taux d'inflation passée des prix de la VA,  $\Delta P_{it}$  : taux d'emploi à temps partiel,  $\Delta C_{it}$  : coin social patronal,  $v_{it}$  : taux de croissance de la VA passée,  $\Delta_{20}O_{it}$  : taux d'ouverture internationale.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

## 5.2 Tests de robustesses

La robustesse des modèles précédents est testée en utilisant des modèles OLS séparément pour l'industrie et les services ou des modèles de régression de panel, en réduisant le nombre de variables explicatives utilisées (modèles parcimonieux) et en introduisant des tendances ou indicatrices temporelles. Les modèles parcimonieux tiennent compte de la productivité, de l'inflation passée (prix de la consommation et éventuellement prix de la VA) et du taux de chômage.

### 5.2.1 Estimations avec inflation passée des prix de la VA

L'inflation est ici incorporée de deux manières différentes dans un même modèle : l'inflation agrégée du prix de la consommation (côté offre de travail) et l'inflation sectorielle des prix de la VA intervenant plus dans la fixation des salaires que dans la demande de travail. L'inflation passée agrégée du prix de la consommation est plus corrélée à la dynamique des salaires nominaux que

celle du prix de la VA (cf. tableau 9). Cela s'explique notamment par le fait que l'inflation du prix de la consommation est pris en compte dans la revalorisation du SMIC.

Intégrer l'inflation passée des prix de la VA à une spécification qui contient déjà l'inflation passée du prix de la consommation ne modifie pas l'ensemble des effets obtenus, aussi bien au niveau sectoriel (cf. tableau 11) qu'agrégé (cf. tableau 12). Une hausse sectorielle des prix de la VA a un effet plus faible sur la dynamique des salaires de l'industrie que sur celle des services. Au niveau agrégé, les prix de la VA portent moins la dynamique des salaires que les prix de la consommation.

Ces résultats suggèrent qu'une hausse générale du prix de la consommation a plus de répercussions sur la dynamique des salaires qu'une hausse sectorielle du prix de la VA.

### **5.2.2 Estimations sectorielles séparées et modèle de panel**

L'estimation séparée pour les deux secteurs (industrie, services) au moyen de deux régressions OLS conduit à des coefficients dans l'ensemble similaires à ceux obtenus par les modèles à estimations jointes (cf. tableau 13)<sup>9</sup>.

De même, le modèle de panel comprenant dix effets fixes sectoriels au lieu d'une constante unique donne des coefficients assez proches de ceux obtenus par le modèle OLS (cf. tableau 13). La principale différence avec le modèle OLS est la non significativité de la différence des coefficients du chômage entre secteurs de l'industrie et des services.

### **5.2.3 Ajout de la croissance du salaire passé**

L'introduction de la croissance du salaire passé (glissement trimestriel précédent) dans les modèles OLS ou de panel sectoriel précédents met en évidence l'importance de la persistance de la dynamique du salaire passé dans l'industrie (cf. tableau 14). Les principaux résultats ne sont pas modifiés par l'ajout de cette variable. En effet, même si la plupart des coefficients apparaissent plus petits que ceux obtenus par les modèles précédents (comme pour l'inflation passée des prix de la consommation dans l'industrie ou le taux de chômage), l'effet de long terme de ces variables sur la croissance du salaire reste proche des résultats du tableau 5<sup>10</sup>.

### **5.2.4 Modèles parcimonieux**

Les modèles parcimonieux réduisent le nombre de variables explicatives utilisées dans les modèles précédents (OLS et panel sectoriel) en retenant les variables relatives à la productivité, à l'inflation des prix de la consommation et au chômage. Ces modèles confirment les résultats des modèles précédents en accentuant l'effet de l'inflation passée des prix de la consommation et en diminuant celui du chômage (cf. tableaux 15 et 16 au niveau sectoriel et tableau 17 au niveau agrégé).

---

9 Le coefficient devant le taux d'emploi à temps partiel devient significatif pour l'industrie. De même pour les coefficients devant la variation trimestrielle du chômage, le niveau relatif des charges sociales patronales et l'ouverture internationale pour les services.

10 L'effet de long terme est obtenu en divisant le coefficient estimé (par exemple 0,257 pour l'inflation des prix de la consommation dans l'industrie pour le modèle OLS cf. tableau 14 colonne (8)) par la différence entre 1 et le coefficient associé à la variable de gauche retardée (ici  $1 - 0,418$ ).

## 5.2.5 Ajout de tendances temporelles

On teste la robustesse temporelle des modèles précédents par l'ajout d'une des trois tendances : une tendance linéaire pure, une tendance polynomiale d'ordre 2, une tendance constante par morceaux (1975T2-2007T4, 2008T1-2009T4 et 2010T1-2018T2) et des indicatrices annuelles.

L'introduction d'une tendance temporelle aux modèles OLS et de régression de panel ne change pas les principaux résultats obtenus au niveau sectoriel ou agrégé (cf. tableaux 18 à 22). L'utilisation d'une indicatrice annuelle ne modifie pas sensiblement l'estimation du coefficient associé au chômage alors que l'écart-type augmente fortement ce qui rend ce coefficient non significatif. La différence trimestrielle du taux de chômage permet dans ce cas d'expliquer la dynamique des salaires au niveau agrégé.

Tableau 8: Corrélations entre croissance des salaires nominaux par effectifs EQTP et taux de chômage

|                  | 1975T2-2018T2 | 1975T2-2007T4 | 2010T1-2018T2 |
|------------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>industrie</b> | -0,792        | -0,803        | -0,019        |
| <b>services</b>  | -0,872        | -0,874        | -0,679        |
| <b>total</b>     | -0,867        | -0,872        | -0,510        |

Lecture : Entre le deuxième trimestre 1975 et le deuxième trimestre 2018, le coefficient de corrélation entre la dynamique trimestrielle des salaires nominaux de l'industrie (agrégat D11 de la comptabilité nationale) par effectifs EQTP et le taux de chômage vaut -0,792.

Source : Insee.

Tableau 9: Corrélations entre croissance des salaires nominaux par effectifs EQTP et inflation passée

|   |                  | 1975T2-2018T2 | 1975T2-2007T4 | 2010T1-2018T2 |
|---|------------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>Corrélation entre croissance du salaire nominal et inflation passée agrégée des prix à la consommation</b> | <b>industrie</b> | 0,882         | 0,898         | 0,122         |
|   | <b>services</b>  | 0,901         | 0,901         | 0,485         |
|   | <b>total</b>     | 0,912         | 0,916         | 0,345         |
| <b>Corrélation entre croissance du salaire nominal et inflation passée sectorielle des prix de la VA</b>      | <b>industrie</b> | 0,654         | 0,726         | 0,221         |
|   | <b>services</b>  | 0,851         | 0,836         | 0,115         |
|   | <b>total</b>     | 0,897         | 0,892         | 0,211         |

Lecture : Entre le deuxième trimestre 1975 et le deuxième trimestre 2018, le coefficient de corrélation entre la dynamique des salaires nominaux de l'industrie (agrégat D11 de la comptabilité nationale) par effectifs EQTP et l'inflation passée agrégée trimestrielle des prix à la consommation vaut 0,882.

Note : Le salaire nominal est le glissement trimestriel des salaires et traitements bruts divisés par l'emploi salarié EQTP. L'inflation est la croissance trimestrielle des prix à la consommation ou de la valeur ajoutée. Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 10: Corrélations entre croissance des salaires par effectifs EQTP et croissance de la productivité

|  |                  | 1975T2-2018T2 | 1975T2-2007T4 | 2010T1-2018T2 |
|--|------------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>Corrélation entre croissance du salaire nominal et croissance de la</b> | <b>industrie</b> | 0,671         | 0,649         | 0,289         |
|  | <b>services</b>  | 0,845         | 0,829         | 0,344         |

|   |                  |       |        |       |
|---|------------------|-------|--------|-------|
| <b>productivité nominale</b>  | <b>total</b>     | 0,905 | 0,898  | 0,426 |
|   | <b>industrie</b> | 0,134 | -0,018 | 0,200 |
| <b>Corrélation entre croissance du salaire réel et croissance de la productivité réelle</b> | <b>services</b>  | 0,108 | 0,055  | 0,424 |
|   | <b>total</b>     | 0,227 | 0,151  | 0,409 |

Lecture : Entre le deuxième trimestre 1975 et le deuxième trimestre 2018, le coefficient de corrélation entre la dynamique trimestrielle des salaires nominaux de l'industrie (agrégat D11 de la comptabilité nationale) par effectifs EQTP et la dynamique de la productivité nominale vaut 0,671.

Note : Le salaire nominal est le glissement trimestriel des salaires et traitements bruts divisé par l'emploi salarié EQTP. Le salaire réel est le glissement trimestriel des salaires et traitements bruts déflaté par les dépenses de consommation des ménages divisés par l'emploi salarié EQTP. La productivité nominale est le glissement trimestriel de la VA en valeur aux prix courants divisé par l'emploi salarié EQTP. La productivité réelle est le glissement trimestriel de la VA en volumes chaînés divisé par l'emploi salarié EQTP ce qui équivaut à la productivité nominale divisée par le déflateur de la VA.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 11: Spécification de référence avec inflation passée des prix de la VA (niveau sectoriel)

|                         |           | (3) OLS              |                |
|-------------------------|-----------|----------------------|----------------|
|                         | Branche   | Coeff.               | Test d'égalité |
| $g_{i,t}$               | industrie | 0,020<br>(0,014)     | 0,086          |
|                         | services  | 0,112*<br>(0,046)    |                |
| $\pi_{t-1}^{pc}$        | industrie | 0,549***<br>(0,083)  | 0,441          |
|                         | services  | 0,467***<br>(0,048)  |                |
| $\pi_{i,t-1}^{pva}$     | industrie | 0,001**<br>(0,000)   | 0,003          |
|                         | services  | 0,040**<br>(0,010)   |                |
| $U_t (*0,01)$           | industrie | -0,251***<br>(0,024) | 0,086          |
|                         | services  | -0,271***<br>(0,023) |                |
| $\Delta U_t (*0,01)$    | industrie | 0,101<br>(0,127)     | 0,098          |
|                         | services  | -0,169<br>(0,076)    |                |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$ | industrie | 0,023<br>(0,014)     | 0,277          |

|  |           |                      |       |
|--|-----------|----------------------|-------|
|  | services  | 0,005<br>(0,007)     |       |
| $\Delta C_{i,t}$                         | industrie | -0,205***<br>(0,025) | 0,931 |
|  | services  | -0,196<br>(0,100)    |       |
| $v_{i,t}$                                | industrie | -0,079*<br>(0,026)   | 0,494 |
|  | services  | -0,018<br>(0,081)    |       |
| $\partial_3 I_t$                         | industrie | -0,076**<br>(0,022)  | 0,277 |
|  | services  | -0,048*<br>(0,015)   |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t} (*0,1)$             | industrie | -0,006**<br>(0,002)  | 0,175 |
|  | services  | -0,068<br>(0,042)    |       |
| $\alpha$                                 |           | 0,028***<br>(0,002)  |       |
| Effets fixes                             |           | non                  |       |
| Tendance temporelle                      |           | non                  |       |
| Stationnarité des résidus<br>par branche |           | oui                  |       |
| Observations                             |           | 1730                 |       |
| $R^2$                                    |           | 0,499                |       |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,549 point dans l'industrie et 0,467 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. note tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 12: Spécification de référence avec inflation passée des prix de la VA (niveau agrégé)

|                      | (4) OLS              |
|----------------------|----------------------|
|                      | Coeff.               |
| $g_{i,t}$            | 0,248**<br>(0,077)   |
| $\pi_{t-1}^{pc}$     | 0,410***<br>(0,071)  |
| $\pi_{t-1}^{pva}$    | 0,239***<br>(0,071)  |
| $U_t (*0,01)$        | -0,214***<br>(0,038) |
| $\Delta U_t (*0,01)$ | -0,058<br>(0,132)    |
|                      | 0,005                |

|                           |                     |
|---------------------------|---------------------|
| $\Delta P_t (*100)$       | (0,004)             |
| $\Delta_{20} S_t$         | -0,121*<br>(0,047)  |
| $\Delta C_t$              | -0,189*<br>(0,081)  |
| $v_t$                     | 0,157<br>(0,139)    |
| $\hat{\alpha}_3 I_t$      | -0,039*<br>(0,016)  |
| $\Delta_{20} O_t (*0,1)$  | -0,293<br>(0,211)   |
| $\alpha$                  | 0,025***<br>(0,004) |
| Effets fixes              | non                 |
| Tendance temporelle       | non                 |
| Stationnarité des résidus | oui                 |
| Observations              | 173                 |
| $R^2$                     | 0,910               |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,410 point.

Note : cf. note tableau 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 13: Robustesse : Modèles OLS séparés et panel sectoriel

|                         |           | (5) OLS IND.         | (6) OLS SER.         | (7) PANEL            |                      |
|-------------------------|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                         | Branche   | Coeff.               | Coeff.               | Coeff.               | Pval(test d'égalité) |
| $g_{i,t}$               | industrie | 0,019<br>(0,016)     |                      | 0,017<br>(0,013)     | 0,075                |
|                         | services  |                      | 0,108**<br>(0,038)   | 0,112*<br>(0,046)    |                      |
| $\pi_{t-1}^{pc}$        | industrie | 0,519***<br>(0,064)  |                      | 0,522***<br>(0,081)  | 0,916                |
|                         | services  |                      | 0,534***<br>(0,075)  | 0,532***<br>(0,037)  |                      |
| $U_t (*0,01)$           | industrie | -0,272***<br>(0,037) |                      | -0,271***<br>(0,034) | 0,512                |
|                         | services  |                      | -0,248***<br>(0,039) | -0,244***<br>(0,018) |                      |
| $\Delta U_t (*0,01)$    | industrie | 0,098<br>(0,167)     |                      | 0,102<br>(0,127)     | 0,167                |
|                         | services  |                      | -0,130<br>(0,258)    | -0,111<br>(0,062)    |                      |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$ | industrie | 0,023***<br>(0,005)  |                      | 0,024<br>(0,015)     | 0,253                |
|                         | services  |                      | 0,005<br>(0,005)     | 0,004<br>(0,007)     |                      |
| $\Delta C_{i,t}$        | industrie | -0,204**             |                      | -0,207***            | 0,945                |



|                                       |           |                      |                     |                              |       |
|---------------------------------------|-----------|----------------------|---------------------|------------------------------|-------|
|                                       | services  | (0,067)              | -0,194**<br>(0,070) | (0,024)<br>-0,200<br>(0,097) |       |
| $v_{i,t}$                             | industrie | -0,080*<br>(0,040)   |                     | -0,086**<br>(0,024)          | 0,096 |
|                                       | services  |                      | -0,010<br>(0,063)   | 0,035<br>(0,061)             |       |
| $\partial_3 I_t$                      | industrie | -0,082***<br>(0,017) |                     | -0,080**<br>(0,024)          | 0,174 |
|                                       | services  |                      | -0,040*<br>(0,019)  | -0,039*<br>(0,013)           |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t} (*0,1)$          | industrie | -0,006<br>(0,003)    |                     | -0,007***<br>(0,001)         | 0,534 |
|                                       | services  |                      | -0,076<br>(0,073)   | -0,061<br>(0,083)            |       |
| $\alpha$                              |           | 0,030***<br>(0,003)  | 0,026***<br>(0,004) |                              |       |
| Effets fixes                          |           | non                  | non                 | branche                      |       |
| Tendance temporelle                   |           | non                  | non                 | non                          |       |
| Stationnarité des résidus par branche |           | oui                  | oui                 | oui                          |       |
| Observations                          |           | 1038                 | 692                 | 1730                         |       |
| R <sup>2</sup>                        |           | 0,473                | 0,540               | 0,504                        |       |

Lecture : Dans la régression (7), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,522 point dans l'industrie et 0,532 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 14: Robustesse : Rajout de la croissance du salaire passé

|                  | Branche   | (8) OLS+LAG(SALAIRES) |                      | (9) PANEL+LAG(SALAIRES) |                      |
|------------------|-----------|-----------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|
|                  |           | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                  | Pval(test d'égalité) |
| $\pi_{i,t-1}^w$  | industrie | 0,418***<br>(0,038)   | 0,133                | 0,406***<br>(0,035)     | 0,133                |
|                  | services  | 0,092<br>(0,198)      |                      | 0,074<br>(0,198)        |                      |
| $g_{i,t}$        | industrie | 0,015<br>(0,010)      | 0,024                | 0,014<br>(0,009)        | 0,019                |
|                  | services  | 0,099**<br>(0,029)    |                      | 0,105**<br>(0,031)      |                      |
| $\pi_{t-1}^{pc}$ | industrie | 0,257**<br>(0,076)    | 0,218                | 0,303**<br>(0,069)      | 0,237                |
|                  | services  | 0,536*                |                      | 0,491**                 |                      |

|                                       |           |                      |       |                      |       |
|---------------------------------------|-----------|----------------------|-------|----------------------|-------|
|                                       |           | (0,173)              |       | (0,131)              |       |
| $U_t (*0,01)$                         | industrie | -0,188***<br>(0,027) | 0,950 | -0,166***<br>(0,029) | 0,180 |
|                                       | services  | -0,189***<br>(0,022) |       | -0,228***<br>(0,031) |       |
| $\Delta U_t (*0,01)$                  | industrie | -0,057<br>(0,099)    | 0,659 | -0,039<br>(0,102)    | 0,541 |
|                                       | services  | -0,117<br>(0,086)    |       | -0,118<br>(0,071)    |       |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$               | industrie | 0,015<br>(0,010)     | 0,403 | 0,016<br>(0,010)     | 0,380 |
|                                       | services  | 0,004<br>(0,008)     |       | 0,004<br>(0,008)     |       |
| $\Delta C_{i,t}$                      | industrie | -0,168***<br>(0,025) | 0,985 | -0,171***<br>(0,025) | 0,915 |
|                                       | services  | -0,169*<br>(0,058)   |       | -0,178**<br>(0,053)  |       |
| $v_{i,t}$                             | industrie | -0,037*<br>(0,013)   | 0,615 | -0,039**<br>(0,010)  | 0,250 |
|                                       | services  | -0,001<br>(0,067)    |       | 0,028<br>(0,054)     |       |
| $\partial_3 I_t$                      | industrie | -0,060**<br>(0,017)  | 0,032 | -0,052*<br>(0,019)   | 0,579 |
|                                       | services  | -0,026*<br>(0,010)   |       | -0,038*<br>(0,016)   |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t} (*0,1)$          | industrie | -0,003**<br>(0,001)  | 0,322 | -0,004***<br>(0,000) | 0,603 |
|                                       | services  | -0,076<br>(0,070)    |       | -0,055<br>(0,095)    |       |
| $\alpha$                              |           | 0,020***<br>(0,002)  |       |                      |       |
| Effets fixes                          |           | non                  |       | branche              |       |
| Tendance temporelle                   |           | non                  |       | non                  |       |
| Stationnarité des résidus par branche |           | oui                  |       | oui                  |       |
| Observations                          |           | 1730                 |       | 1730                 |       |
| $R^2$                                 |           | 0,563                |       | 0,563                |       |

Lecture : Dans la régression (8), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,257 point dans l'industrie et 0,536 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 15: Robustesse : Modèles parcimonieux sectoriels avec inflation passée des prix de la VA

|                                       |           | (10) OLS             |                      |
|---------------------------------------|-----------|----------------------|----------------------|
|                                       | Branche   | Coeff.               | Pval(test d'égalité) |
| $g_{i,t}$                             | industrie | 0,016<br>(0,016)     | 0,048                |
|                                       | services  | 0,111*<br>(0,039)    |                      |
| $\pi_{t-1}^{pc}$                      | industrie | 0,643***<br>(0,081)  | 0,558                |
|                                       | services  | 0,592***<br>(0,047)  |                      |
| $\pi_{i,t-1}^{pva}$                   | industrie | 0,001**<br>(0,000)   | 0,012                |
|                                       | services  | 0,041*<br>(0,013)    |                      |
| $U_t (*0,01)$                         | industrie | -0,160***<br>(0,021) | 0,013                |
|                                       | services  | -0,183***<br>(0,024) |                      |
| $\alpha$                              |           | 0,020***<br>(0,002)  |                      |
| Effets fixes                          |           | non                  |                      |
| Tendance temporelle                   |           | non                  |                      |
| Stationnarité des résidus par branche |           | oui                  |                      |
| Observations                          |           | 1730                 |                      |
| R <sup>2</sup>                        |           | 0,454                |                      |

Lecture : Une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,643 point dans l'industrie et 0,592 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. note tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 16: Robustesse : Modèles parcimonieux sectoriels

|                               |           | (11) OLS<br>IND.     | (12) OLS<br>SER.     | (13) OLS             |                         | (14) PANEL           |                         |
|-------------------------------|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|
|                               | Branche   | Coeff.               | Coeff.               | Coeff.               | Pval(test<br>d'égalité) | Coeff.               | Pval(test<br>d'égalité) |
| $g_{i,t}$                     | industrie | 0,015<br>(0,016)     | 0,108***<br>(0,035)  | 0,015<br>(0,016)     | 0,046                   | 0,014<br>(0,015)     | 0,039                   |
|                               | services  |                      |                      | 0,107*<br>(0,037)    |                         | 0,112*<br>(0,038)    |                         |
| $\pi_{t-1}^{pc}$              | industrie | 0,655***<br>(0,081)  | 0,603***<br>(0,063)  | 0,641***<br>(0,082)  | 0,833                   | 0,655***<br>(0,086)  | 0,634                   |
|                               | services  |                      |                      | 0,624***<br>(0,049)  |                         | 0,602***<br>(0,066)  |                         |
| $U_t (*0,01)$                 | industrie | -0,153***<br>(0,023) | -0,199***<br>(0,041) | -0,162***<br>(0,021) | 0,011                   | -0,153***<br>(0,023) | 0,370                   |
|                               | services  |                      |                      | -0,186***<br>(0,023) |                         | -0,200***<br>(0,041) |                         |
| $\alpha$                      |           | 0,019***<br>(0,002)  | 0,021***<br>(0,003)  | 0,020***<br>(0,002)  |                         |                      |                         |
| Effets fixes                  |           | non                  | non                  | non                  |                         | branche              |                         |
| Tendance temporelle           |           | non                  | non                  | non                  |                         | non                  |                         |
| Stationnarité des résidus par |           | oui                  | oui                  | oui                  |                         | oui                  |                         |

|                |       |       |       |       |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| branche        |       |       |       |       |
| Observations   | 1038  | 692   | 1730  | 1730  |
| R <sup>2</sup> | 0,408 | 0,530 | 0,453 | 0,462 |

Lecture : Dans la régression (13), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,641 point dans l'industrie et 0,624 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. note tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 17: Robustesse : Modèle parcimonieux agrégé

|                           | (15) OLS             | (16) OLS             |
|---------------------------|----------------------|----------------------|
|                           | Coeff.               | Coeff.               |
| $g_t$                     | 0,226**<br>(0,075)   | 0,242**<br>(0,075)   |
| $\pi_{t-1}^{pc}$          | 0,444***<br>(0,066)  | 0,588***<br>(0,053)  |
| $\pi_{t-1}^{pva}$         | 0,206**<br>(0,070)   |                      |
| $U_t$ (*0,01)             | -0,187***<br>(0,031) | -0,214***<br>(0,027) |
| $\alpha$                  | 0,020***<br>(0,003)  | 0,023***<br>(0,003)  |
| Effets fixes              | non                  | non                  |
| Tendance temporelle       | non                  | non                  |
| Stationnarité des résidus | oui                  | oui                  |
| Observations              | 173                  | 173                  |
| R <sup>2</sup>            | 0,900                | 0,895                |

Lecture : Dans la régression (15), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,444 point.

Note : cf. note tableau 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 18: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel OLS)

|                  | Branche   | (17) OLS+TEMPS<br>LIN. |                         | (18) OLS+TEMPS<br>POL. |                         | (19) OLS+TEMPS<br>CPM. |                         | (20) OLS+TEMPS<br>IND.AN. |                         |
|------------------|-----------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
|                  |           | Coeff.                 | Pval(test<br>d'égalité) | Coeff.                 | Pval(test<br>d'égalité) | Coeff.                 | Pval(test<br>d'égalité) | Coeff.                    | Pval(test<br>d'égalité) |
| $g_{i,t}$        | industrie | 0,017<br>(0,013)       | 0,097                   | 0,016<br>(0,013)       | 0,089                   | 0,018<br>(0,015)       | 0,077                   | 0,011<br>(0,012)          | 0,185                   |
|                  | services  | 0,105*<br>(0,045)      |                         | 0,104*<br>(0,044)      |                         | 0,107*<br>(0,042)      |                         | 0,074<br>(0,042)          |                         |
| $\pi_{t-1}^{pc}$ | industrie | 0,521***<br>(0,089)    | 0,728                   | 0,438**<br>(0,096)     | 0,617                   | 0,524***<br>(0,081)    | 0,615                   | 0,344***<br>(0,068)       | 0,659                   |
|                  | services  | 0,485***<br>(0,045)    |                         | 0,386***<br>(0,050)    |                         | 0,472***<br>(0,052)    |                         | 0,298*<br>(0,108)         |                         |
| $U_t$ (*0,01)    | industrie | -0,205***<br>(0,034)   | 0,078                   | -0,171***<br>(0,034)   | 0,045                   | -0,266***<br>(0,032)   | 0,071                   | -0,211<br>(0,281)         | 0,082                   |
|                  | services  | -0,224***<br>(0,033)   |                         | -0,193***<br>(0,034)   |                         | -0,286***<br>(0,032)   |                         | -0,231<br>(0,274)         |                         |
|                  | industrie | 0,118                  | 0,125                   | 0,047                  | 0,142                   | 0,150                  | 0,125                   | -0,166                    | 0,130                   |

|                                       |           |                              |       |                               |       |                              |       |                              |       |
|---------------------------------------|-----------|------------------------------|-------|-------------------------------|-------|------------------------------|-------|------------------------------|-------|
| $\Delta U_t (*0,01)$                  | services  | (0,128)<br>-0,136<br>(0,082) |       | (0,123)<br>-0,186*<br>(0,077) |       | (0,140)<br>-0,098<br>(0,099) |       | (0,191)<br>-0,418<br>(0,206) |       |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$               | industrie | 0,023<br>(0,014)             | 0,272 | 0,024<br>(0,014)              | 0,236 | 0,023<br>(0,014)             | 0,279 | 0,028*<br>(0,011)            | 0,109 |
|                                       | services  | 0,005<br>(0,007)             |       | 0,005<br>(0,007)              |       | 0,005<br>(0,008)             |       | 0,006<br>(0,005)             |       |
| $\Delta C_{i,t}$                      | industrie | -0,203***<br>(0,026)         | 0,935 | -0,204***<br>(0,024)          | 0,992 | -0,207***<br>(0,026)         | 0,901 | -0,171***<br>(0,026)         | 0,882 |
|                                       | services  | -0,194<br>(0,100)            |       | -0,203<br>(0,100)             |       | -0,194<br>(0,100)            |       | -0,155<br>(0,104)            |       |
| $v_{i,t}$                             | industrie | -0,084**<br>(0,022)          | 0,661 | -0,082**<br>(0,023)           | 0,332 | -0,083*<br>(0,027)           | 0,464 | -0,082**<br>(0,019)          | 0,417 |
|                                       | services  | -0,048<br>(0,074)            |       | 0,001<br>(0,076)              |       | -0,018<br>(0,083)            |       | -0,014<br>(0,074)            |       |
| $\partial_3 I_t$                      | industrie | -0,046<br>(0,026)            | 0,268 | -0,056<br>(0,026)             | 0,306 | -0,078*<br>(0,025)           | 0,277 | -0,171*<br>(0,069)           | 0,374 |
|                                       | services  | -0,018<br>(0,016)            |       | -0,029<br>(0,016)             |       | -0,050**<br>(0,014)          |       | -0,146*<br>(0,053)           |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t} (*0,1)$          | industrie | -0,006***<br>(0,001)         | 0,878 | -0,006**<br>(0,001)           | 0,739 | -0,006**<br>(0,002)          | 0,083 | -0,006***<br>(0,001)         | 0,767 |
|                                       | services  | -0,013<br>(0,039)            |       | -0,022<br>(0,049)             |       | -0,074<br>(0,035)            |       | -0,018<br>(0,041)            |       |
| $\alpha$                              |           | 0,027***<br>(0,002)          |       | 0,030***<br>(0,002)           |       | 0,030***<br>(0,003)          |       | 0,023<br>(0,024)             |       |
| Effets fixes                          |           | non                          |       | non                           |       | non                          |       | non                          |       |
| Tendance temporelle                   |           | linéaire pure                |       | polynomiale                   |       | constante par morceaux       |       | indicateur annuelle          |       |
| Stationnarité des résidus par branche |           | oui                          |       | oui                           |       | oui                          |       | oui                          |       |
| Observations                          |           | 1730                         |       | 1730                          |       | 1730                         |       | 1730                         |       |
| R <sup>2</sup>                        |           | 0,501                        |       | 0,506                         |       | 0,499                        |       | 0,545                        |       |

Lecture : Dans la régression (17), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,521 point dans l'industrie et 0,485 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 19: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel de panel)

|                  | Branche   | (21) PANEL+TEMPS LIN. |                      | (22) PANEL+TEMPS POL. |                      | (23) PANEL+TEMPS CPM. |                      | (24) PANEL+TEMPS IND.AN. |                      |
|------------------|-----------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|--------------------------|----------------------|
|                  |           | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                   | Pval(test d'égalité) |
| $g_{i,t}$        | industrie | 0,015<br>(0,012)      | 0,086                | 0,013<br>(0,012)      | 0,078                | 0,016<br>(0,013)      | 0,067                | 0,008<br>(0,011)         | 0,164                |
|                  | services  | 0,108*<br>(0,047)     |                      | 0,108*<br>(0,046)     |                      | 0,111*<br>(0,044)     |                      | 0,077<br>(0,044)         |                      |
| $\pi_{t-1}^{PC}$ | industrie | 0,502***<br>(0,088)   | 0,884                | 0,411**<br>(0,096)    | 0,908                | 0,498***<br>(0,081)   | 0,913                | 0,319***<br>(0,066)      | 0,900                |
|                  | services  | 0,515***              |                      | 0,422***              |                      | 0,508***              |                      | 0,331**                  |                      |

|                                       |           |                      |       |                      |       |                        |       |                      |       |
|---------------------------------------|-----------|----------------------|-------|----------------------|-------|------------------------|-------|----------------------|-------|
|                                       |           | (0,036)              |       | (0,038)              |       | (0,040)                |       | (0,094)              |       |
| $U_t$ (*0,01)                         | industrie | -0,219***<br>(0,041) | 0,627 | -0,188**<br>(0,042)  | 0,521 | -0,286***<br>(0,042)   | 0,488 | -0,225<br>(0,294)    | 0,601 |
|                                       | services  | -0,199***<br>(0,029) |       | -0,161***<br>(0,029) |       | -0,257***<br>(0,026)   |       | -0,201<br>(0,265)    |       |
| $\Delta U_t$ (*0,01)                  | industrie | 0,115<br>(0,128)     | 0,163 | 0,041<br>(0,123)     | 0,197 | 0,144<br>(0,142)       | 0,170 | -0,182<br>(0,192)    | 0,161 |
|                                       | services  | -0,106<br>(0,069)    |       | -0,151*<br>(0,060)   |       | -0,065<br>(0,083)      |       | -0,395<br>(0,197)    |       |
| $\Delta P_{i,t}$ (*100)               | industrie | 0,025<br>(0,015)     | 0,248 | 0,026<br>(0,015)     | 0,215 | 0,024<br>(0,015)       | 0,253 | 0,030*<br>(0,013)    | 0,103 |
|                                       | services  | 0,005<br>(0,007)     |       | 0,004<br>(0,007)     |       | 0,004<br>(0,007)       |       | 0,005<br>(0,005)     |       |
| $\Delta C_{i,t}$                      | industrie | -0,206***<br>(0,025) | 0,963 | -0,207***<br>(0,024) | 0,974 | -0,210***<br>(0,025)   | 0,932 | -0,174***<br>(0,026) | 0,908 |
|                                       | services  | -0,201<br>(0,098)    |       | -0,210<br>(0,098)    |       | -0,201<br>(0,098)      |       | -0,162<br>(0,103)    |       |
| $V_{i,t}$                             | industrie | -0,092***<br>(0,018) | 0,144 | -0,090**<br>(0,021)  | 0,033 | -0,091**<br>(0,025)    | 0,086 | -0,090**<br>(0,020)  | 0,086 |
|                                       | services  | 0,003<br>(0,055)     |       | 0,063<br>(0,057)     |       | 0,040<br>(0,067)       |       | 0,048<br>(0,063)     |       |
| $\partial_3 I_t$                      | industrie | -0,048<br>(0,027)    | 0,195 | -0,060<br>(0,027)    | 0,196 | -0,083*<br>(0,027)     | 0,176 | -0,175*<br>(0,072)   | 0,276 |
|                                       | services  | -0,010<br>(0,013)    |       | -0,021<br>(0,013)    |       | -0,042**<br>(0,009)    |       | -0,140*<br>(0,048)   |       |
| $\Delta_{20} O_{i,t}$<br>(*0,1)       | industrie | -0,008***<br>(0,001) | 0,873 | -0,007***<br>(0,001) | 0,967 | -0,008***<br>(0,001)   | 0,414 | -0,007***<br>(0,001) | 0,867 |
|                                       | services  | 0,005<br>(0,078)     |       | -0,004<br>(0,085)    |       | -0,070<br>(0,073)      |       | 0,006<br>(0,075)     |       |
| Effets fixes                          |           | branche              |       | branche              |       | branche                |       | branche              |       |
| Tendance temporelle                   |           | linéaire pure        |       | polynomiale          |       | constante par morceaux |       | indicatrice annuelle |       |
| Stationnarité des résidus par branche |           | oui                  |       | oui                  |       | oui                    |       | oui                  |       |
| Observations                          |           | 1730                 |       | 1730                 |       | 1730                   |       | 1730                 |       |
| R <sup>2</sup>                        |           | 0,506                |       | 0,513                |       | 0,505                  |       | 0,552                |       |

Lecture : Dans la régression (21), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,502 point dans l'industrie et 0,515 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 20: Robustesse : Effet temporel (modèle agrégé)

|       | (25) OLS+<br>TEMPS<br>LIN. | (26) OLS+<br>TEMPS<br>POL. | (27) OLS+<br>TEMPS<br>CPM. | (28) OLS+<br>TEMPS<br>IND. AN. | (29) OLS+<br>TEMPS<br>LIN. | (30) OLS+<br>TEMPS<br>POL. | (31) OLS+<br>TEMPS<br>CPM. | (32) OLS+<br>TEMPS<br>IND. AN. |
|-------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------------|
|       | Coeff.                     | Coeff.                     | Coeff.                     | Coeff.                         | Coeff.                     | Coeff.                     | Coeff.                     | Coeff.                         |
| $g_t$ | 0,196*<br>(0,076)          | 0,170*<br>(0,075)          | 0,228**<br>(0,078)         | 0,193*<br>(0,084)              | 0,195*<br>(0,078)          | 0,191*<br>(0,077)          | 0,250**<br>(0,080)         | 0,176*<br>(0,081)              |
|       | 0,519***                   | 0,453***                   | 0,576***                   | 0,343***                       | 0,544***                   | 0,501***                   | 0,571***                   | 0,289**                        |

|                           |                      |                      |                            |                      |                      |                      |                            |                      |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|
| $\pi_{t-1}^{pc}$          | (0,061)              | (0,071)              | (0,057)                    | (0,098)              | (0,066)              | (0,075)              | (0,072)                    | (0,097)              |
| $U_t (*0,01)$             | -0,199***<br>(0,027) | -0,162***<br>(0,025) | -0,215***<br>(0,029)       | -0,111<br>(0,111)    | -0,169***<br>(0,034) | -0,164***<br>(0,034) | -0,238***<br>(0,038)       | -0,134<br>(0,141)    |
| $\Delta U_t (*0,01)$      |                      |                      |                            |                      | -0,073<br>(0,121)    | -0,042<br>(0,119)    | 0,006<br>(0,143)           | -0,290<br>(0,147)    |
| $\Delta P_{i,t} (*100)$   |                      |                      |                            |                      | -0,002<br>(0,003)    | -0,001<br>(0,003)    | 0,004<br>(0,004)           | -0,003<br>(0,006)    |
| $\Delta_{20} S_t$         |                      |                      |                            |                      | -0,252***<br>(0,062) | -0,180*<br>(0,077)   | -0,124<br>(0,067)          | 0,411<br>(0,278)     |
| $\Delta C_t$              |                      |                      |                            |                      | -0,163<br>(0,090)    | -0,167<br>(0,091)    | -0,159<br>(0,088)          | -0,087<br>(0,060)    |
| $v_t$                     |                      |                      |                            |                      | -0,070<br>(0,152)    | -0,024<br>(0,158)    | 0,109<br>(0,148)           | 0,385<br>(0,467)     |
| $\partial_3 I_t$          |                      |                      |                            |                      | -0,012<br>(0,018)    | -0,015<br>(0,018)    | -0,032<br>(0,020)          | -0,142**<br>(0,047)  |
| $\Delta_{20} O_t (*0,1)$  |                      |                      |                            |                      | -0,398<br>(0,211)    | -0,217<br>(0,222)    | -0,362<br>(0,273)          | 0,095<br>(0,561)     |
| $\alpha$                  | 0,024***<br>(0,003)  | 0,027***<br>(0,003)  | 0,022***<br>(0,003)        | 0,029***<br>(0,006)  | 0,032***<br>(0,004)  | 0,031***<br>(0,004)  | 0,027***<br>(0,004)        | 0,025**<br>(0,010)   |
| Effets fixes              | non                  | non                  | non                        | non                  | non                  | non                  | non                        | non                  |
| Tendance temporelle       | linéaire pure        | polynomiale          | non constante par morceaux | indicatrice annuelle | linéaire pure        | polynomiale          | non constante par morceaux | indicatrice annuelle |
| Stationnarité des résidus | oui                  | oui                  | oui                        | oui                  | oui                  | oui                  | oui                        | oui                  |
| Observations              | 173                  | 173                  | 173                        | 173                  | 173                  | 173                  | 173                        | 173                  |
| R <sup>2</sup>            | 0,901                | 0,908                | 0,895                      | 0,950                | 0,913                | 0,914                | 0,903                      | 0,957                |

Lecture : Dans la régression (25), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,519 point.

Note : cf. note tableau 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 21: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel OLS parcimonieux)

|                  | Branche   | (33) OLS+TEMPS LIN.  |                      | (34) OLS+TEMPS POL. |                      | (35) OLS+TEMPS CPM.  |                      | (36) OLS+TEMPS IND. AN. |                      |
|------------------|-----------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|
|                  |           | Coeff.               | Pval(test d'égalité) | Coeff.              | Pval(test d'égalité) | Coeff.               | Pval(test d'égalité) | Coeff.                  | Pval(test d'égalité) |
| $g_{i,t}$        | industrie | 0,012<br>(0,014)     | 0,079                | 0,010<br>(0,014)    | 0,074                | 0,014<br>(0,015)     | 0,052                | 0,008<br>(0,014)        | 0,139                |
|                  | services  | 0,094*<br>(0,039)    |                      | 0,095*<br>(0,039)   |                      | 0,102*<br>(0,037)    |                      | 0,076<br>(0,038)        |                      |
| $\pi_{t-1}^{pc}$ | industrie | 0,531***<br>(0,082)  | 0,848                | 0,459***<br>(0,093) | 0,848                | 0,625***<br>(0,082)  | 0,839                | 0,321**<br>(0,069)      | 0,869                |
|                  | services  | 0,515***<br>(0,048)  |                      | 0,443***<br>(0,052) |                      | 0,608***<br>(0,049)  |                      | 0,307*<br>(0,115)       |                      |
| $U_t (*0,01)$    | industrie | -0,139***<br>(0,024) | 0,012                | -0,101**<br>(0,025) | 0,011                | -0,156***<br>(0,025) | 0,011                | -0,165<br>(0,229)       | 0,014                |
|                  | services  | -0,162***<br>(0,026) |                      | -0,124**<br>(0,027) |                      | -0,179***<br>(0,027) |                      | -0,187<br>(0,224)       |                      |
| $\alpha$         |           | 0,022***<br>(0,002)  |                      | 0,025***<br>(0,002) |                      | 0,018***<br>(0,002)  |                      | 0,020<br>(0,020)        |                      |
| Effets fixes     |           | non                  |                      | non                 |                      | non                  |                      | non                     |                      |

| Tendance temporelle       | linéaire pure | polynomiale | constante par morceaux | indicatrice annuelle |
|---------------------------|---------------|-------------|------------------------|----------------------|
| Stationnarité des résidus | oui           | oui         | oui                    | oui                  |
| Observations              | 1730          | 1730        | 1730                   | 1730                 |
| R <sup>2</sup>            | 0,461         | 0,466       | 0,455                  | 0,508                |

Lecture : Dans la régression (33), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,531 point dans l'industrie et 0,515 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. note tableau 5.

Source : INSEE (1975T2-2018T2).

Tableau 22: Robustesse : Effet temporel (modèle sectoriel de panel parcimonieux)

|                                | Branche       | (37) PANEL+TEMPS LIN. |                      | (38) PANEL+TEMPS POL.  |                      | (39) PANEL+TEMPS CPM. |                      | (40) PANEL+TEMPS IND. AN. |                      |
|--------------------------------|---------------|-----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|
|                                |               | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                 | Pval(test d'égalité) | Coeff.                | Pval(test d'égalité) | Coeff.                    | Pval(test d'égalité) |
| g <sub>it</sub>                | industrie     | 0,011<br>(0,013)      | 0,070                | 0,009<br>(0,013)       | 0,066                | 0,013<br>(0,014)      | 0,045                | 0,007<br>(0,013)          | 0,125                |
|                                | services      | 0,098*<br>(0,040)     |                      | 0,099*<br>(0,041)      |                      | 0,106*<br>(0,038)     |                      | 0,080<br>(0,040)          |                      |
| π <sub>t-1</sub> <sup>pc</sup> | industrie     | 0,545***<br>(0,090)   | 0,648                | 0,473**<br>(0,101)     | 0,649                | 0,639***<br>(0,086)   | 0,640                | 0,334***<br>(0,062)       | 0,672                |
|                                | services      | 0,494***<br>(0,059)   |                      | 0,422***<br>(0,060)    |                      | 0,586***<br>(0,064)   |                      | 0,286<br>(0,137)          |                      |
| U <sub>t</sub> (*0,01)         | industrie     | -0,130***<br>(0,024)  | 0,376                | -0,092**<br>(0,024)    | 0,375                | -0,147***<br>(0,026)  | 0,373                | -0,156<br>(0,242)         | 0,392                |
|                                | services      | -0,176**<br>(0,045)   |                      | -0,137*<br>(0,046)     |                      | -0,193**<br>(0,044)   |                      | -0,200<br>(0,202)         |                      |
| Effets fixes                   | branche       | branche               |                      | branche                |                      | branche               |                      | branche                   |                      |
| Tendance temporelle            | linéaire pure | polynomiale           |                      | constante par morceaux |                      | indicatrice annuelle  |                      |                           |                      |
| Stationnarité des résidus      | oui           | oui                   |                      | oui                    |                      | oui                   |                      |                           |                      |
| Observations                   | 1730          | 1730                  |                      | 1730                   |                      | 1730                  |                      |                           |                      |
| R <sup>2</sup>                 | 0,464         | 0,468                 |                      | 0,458                  |                      | 0,511                 |                      |                           |                      |

Lecture : Dans la régression (37), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation augmente la croissance des salaires de 0,545 point dans l'industrie et 0,494 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %.

Note : cf. note tableau 5.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 23: Persistance des crises de 1992 et 2008

|   | (41) OLS          |                                 | (42) OLS          |                                 |
|---|-------------------|---------------------------------|-------------------|---------------------------------|
|   | Coeff,            | Pval(test d'égalité temporelle) | Coeff,            | Pval(test d'égalité temporelle) |
| g <sub>t</sub> * 1 <sub>t&lt;1992</sub>         | 0,157<br>(0,119)  | 0,509                           | 0,198<br>(0,120)  | 0,766                           |
| g <sub>t</sub> * 1 <sub>1993&lt;t&lt;2008</sub> | 0,263*<br>(0,105) | 0,626                           | 0,248*<br>(0,108) | 0,772                           |
|   | 0,195*            |                                 | 0,292**           |                                 |



|                                    |                      |                     |                      |                     |
|------------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| $g_t * 1_{t>2009}$                 | (0,091)              |                     | (0,102)              |                     |
| $\pi_{t-1}^{pc} * 1_{t<1992}$      | 0,660***<br>(0,057)  | 0,000               | 0,650***<br>(0,070)  | 0,000               |
| $\pi_{t-1}^{pc} * 1_{1993<t<2008}$ | -0,066<br>(0,0914)   | 0,268               | -0,043<br>(0,087)    | 0,274               |
| $\pi_{t-1}^{pc} * 1_{t>2009}$      | 0,071<br>(0,096)     |                     | 0,090<br>(0,104)     |                     |
| $U_t * 1_{t<1992} (*0,01)$         | -0,231***<br>(0,028) | 0,001               | -0,261***<br>(0,040) | 0,001               |
| $U_t * 1_{1993<t<2008} (*0,01)$    | -0,192***<br>(0,028) | 0,025               | -0,210***<br>(0,037) | 0,801               |
| $U_t * 1_{t>2009} (*0,01)$         | -0,207***<br>(0,027) |                     | -0,214***<br>(0,032) |                     |
| $\Delta U_t (*0,01)$               |                      |                     | -0,148<br>(0,114)    |                     |
| $\Delta P_t (*100)$                |                      |                     | 0,001<br>(0,004)     |                     |
| $\Delta_{20} S_t$                  |                      |                     | -0,015<br>(0,092)    |                     |
| $\Delta C_t$                       |                      |                     | -0,145<br>(0,077)    |                     |
| $v_t$                              |                      |                     | 0,288<br>(0,173)     |                     |
| $\partial_3 I_t$                   |                      |                     | -0,038<br>(0,021)    |                     |
| $\Delta_{20} O_t (*0,1)$           |                      |                     | -0,221<br>(0,216)    |                     |
| $\alpha$                           |                      | 0,023***<br>(0,003) |                      | 0,024***<br>(0,004) |
| Effets fixes                       |                      | non                 |                      | non                 |
| Stationnarité des résidus          |                      | oui                 |                      | oui                 |
| Observations                       |                      | 173                 |                      | 173                 |
| R <sup>2</sup>                     |                      | 0,932               |                      | 0,938               |

Lecture : Dans la régression (41), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation sur la période 1975T2-1991T4 augmente la croissance des salaires de 0,660 point. Les coefficients de l'inflation passée des prix de la consommation sur les périodes 1975T2-1991T4 et 1994T1-2007T4 sont significativement différents. Les coefficients correspondant aux périodes 1992T1-1993T4 et 2008T1-2009T4 ne sont pas affichés car les variables n'ont pas un comportement habituel en période de crise et leur interprétation est rendue plus difficile.

Note : cf. note tableau 3. Le test d'égalité temporelle est le test  $\beta * 1_{t<1992} = \beta * 1_{1993<t<2008}$  ou  $\beta * 1_{1993<t<2008} = \beta * 1_{t>2009}$ .

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Tableau 24: Robustesse : Effet de la crise (modèles sectoriels)

| Branche | (43) OLS |                      |                      | (44) PANEL |                      |                      | (45) OLS |                      |                      | (46) PANEL |                      |                      |
|---------|----------|----------------------|----------------------|------------|----------------------|----------------------|----------|----------------------|----------------------|------------|----------------------|----------------------|
|         | Coeff.   | Pval(test d'égalité) | Pval(test d'égalité) | Coeff.     | Pval(test d'égalité) | Pval(test d'égalité) | Coeff.   | Pval(test d'égalité) | Pval(test d'égalité) | Coeff.     | Pval(test d'égalité) | Pval(test d'égalité) |

|  |           | sectorielle) temporelle) |       | sectorielle) temporelle) |       | sectorielle) temporelle) |       | sectorielle) temporelle) |       |
|--|-----------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|
| $g_{i,t}$                                | industrie | 0,012<br>(0,015)         |       | 0,011<br>(0,014)         |       | 0,016<br>(0,015)         |       | 0,013<br>(0,014)         |       |
|  | services  | 0,104*<br>(0,036)        | 0,044 | 0,108*<br>(0,037)        | 0,037 | 0,108*<br>(0,042)        | 0,073 | 0,113*<br>(0,045)        | 0,066 |
| $\pi_{t-1}^{PC} * I_{t-1992}$            | industrie | 0,699**<br>(0,163)       | 0,031 | 0,715**<br>(0,172)       | 0,030 | 0,617***<br>(0,129)      | 0,012 | 0,604***<br>(0,120)      | 0,010 |
|  | services  | 0,718***<br>(0,061)      | 0,900 | 0,694***<br>(0,088)      | 0,915 | 0,629***<br>(0,071)      | 0,941 | 0,647***<br>(0,071)      | 0,767 |
| $\pi_{t-1}^{PC} * I_{1993-t-2008}$       | industrie | -0,493<br>(0,312)        | 0,183 | -0,477<br>(0,305)        | 0,184 | -0,273<br>(0,161)        | 0,080 | -0,271<br>(0,163)        | 0,091 |
|  | services  | 0,193<br>(0,222)         | 0,424 | 0,168<br>(0,263)         | 0,457 | 0,142<br>(0,256)         | 0,507 | 0,160<br>(0,257)         | 0,517 |
| $\pi_{t-1}^{PC} * I_{t-2009}$            | industrie | 0,028<br>(0,104)         |       | 0,038<br>(0,115)         |       | -0,067<br>(0,108)        |       | -0,076<br>(0,127)        |       |
|  | services  | -0,035<br>(0,058)        | 0,591 | -0,055<br>(0,027)        | 0,452 | -0,082<br>(0,077)        | 0,906 | -0,064<br>(0,078)        | 0,938 |
| $U_i * I_{t-1992}$<br>(*0,01)            | industrie | -0,159**<br>(0,039)      | 0,467 | -0,150**<br>(0,038)      | 0,465 | -0,242***<br>(0,049)     | 0,526 | -0,248**<br>(0,060)      | 0,538 |
|  | services  | -0,200***<br>(0,027)     | 0,327 | -0,215**<br>(0,046)      | 0,299 | -0,294***<br>(0,031)     | 0,115 | -0,285***<br>(0,033)     | 0,608 |
| $U_i * I_{1993-t-2008}$<br>(*0,01)       | industrie | -0,113*<br>(0,042)       | 0,200 | -0,103<br>(0,048)        | 0,199 | -0,210***<br>(0,027)     | 0,450 | -0,218***<br>(0,039)     | 0,470 |
|  | services  | -0,152***<br>(0,024)     | 0,164 | -0,168**<br>(0,043)      | 0,334 | -0,244***<br>(0,028)     | 0,145 | -0,232***<br>(0,027)     | 0,779 |
| $U_i * I_{t-2009}$<br>(*0,01)            | industrie | -0,154***<br>(0,024)     |       | -0,144***<br>(0,027)     |       | -0,222***<br>(0,025)     |       | -0,230***<br>(0,037)     |       |
|  | services  | -0,169***<br>(0,025)     | 0,031 | -0,184**<br>(0,045)      | 0,457 | -0,244***<br>(0,027)     | 0,043 | -0,229***<br>(0,028)     | 0,996 |
| $\Delta U_t$ (*0,01)                     | industrie |                          |       |                          |       | -0,005<br>(0,164)        |       | -0,001<br>(0,168)        |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | -0,369**<br>(0,113)      | 0,104 | -0,361*<br>(0,119)       | 0,115 |
| $\Delta P_{i,t}$ (*100)                  | industrie |                          |       |                          |       | 0,022<br>(0,011)         |       | 0,024<br>(0,012)         |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | 0,005<br>(0,006)         | 0,207 | 0,005<br>(0,006)         | 0,185 |
| $\Delta C_{i,t}$                         | industrie |                          |       |                          |       | -0,195***<br>(0,024)     |       | -0,198***<br>(0,023)     |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | -0,193<br>(0,119)        | 0,989 | -0,197<br>(0,115)        | 0,999 |
| $v_{i,t}$                                | industrie |                          |       |                          |       | -0,082*<br>(0,034)       |       | -0,089*<br>(0,034)       |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | 0,005<br>(0,083)         | 0,358 | 0,066<br>(0,077)         | 0,100 |
| $\hat{\sigma}_3 I_t$                     | industrie |                          |       |                          |       | -0,059*<br>(0,025)       |       | -0,059<br>(0,027)        |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | -0,059**<br>(0,014)      | 0,989 | -0,058***<br>(0,009)     | 0,965 |
| $\Delta_{20} O_{i,t}$ (*0,1)             | industrie |                          |       |                          |       | -0,006**<br>(0,002)      |       | -0,007***<br>(0,001)     |       |
|  | services  |                          |       |                          |       | -0,074<br>(0,057)        | 0,262 | -0,068<br>(0,068)        | 0,396 |
| $\alpha$                                 |           | 0,019***<br>(0,002)      |       |                          |       | 0,027***<br>(0,002)      |       |                          |       |
| Effets fixes                             |           | non                      |       | branche                  |       | non                      |       | branche                  |       |
| Stationnarité des résidus par<br>branche |           | oui                      |       | oui                      |       | oui                      |       | oui                      |       |
| Observations                             |           | 1730                     |       | 1730                     |       | 1730                     |       | 1730                     |       |
| R <sup>2</sup>                           |           | 0,485                    |       | 0,487                    |       | 0,521                    |       | 0,527                    |       |

Lecture : Dans la régression (43), une hausse de 1 point de l'inflation passée des prix de la consommation sur la période 1975T2-1991T4 augmente la croissance des salaires de 0,699 point dans l'industrie et 0,718 point dans les services, la différence n'étant pas significative au seuil de 10 %. Les coefficients de l'inflation passée des prix de la consommation sur les périodes 1975T2-1991T4 et 1994T1-2007T4 sont

significativement différents pour chaque secteur. Les coefficients correspondant aux périodes 1992T1-1993T4 et 2008T1-2009T4 ne sont pas affichés.

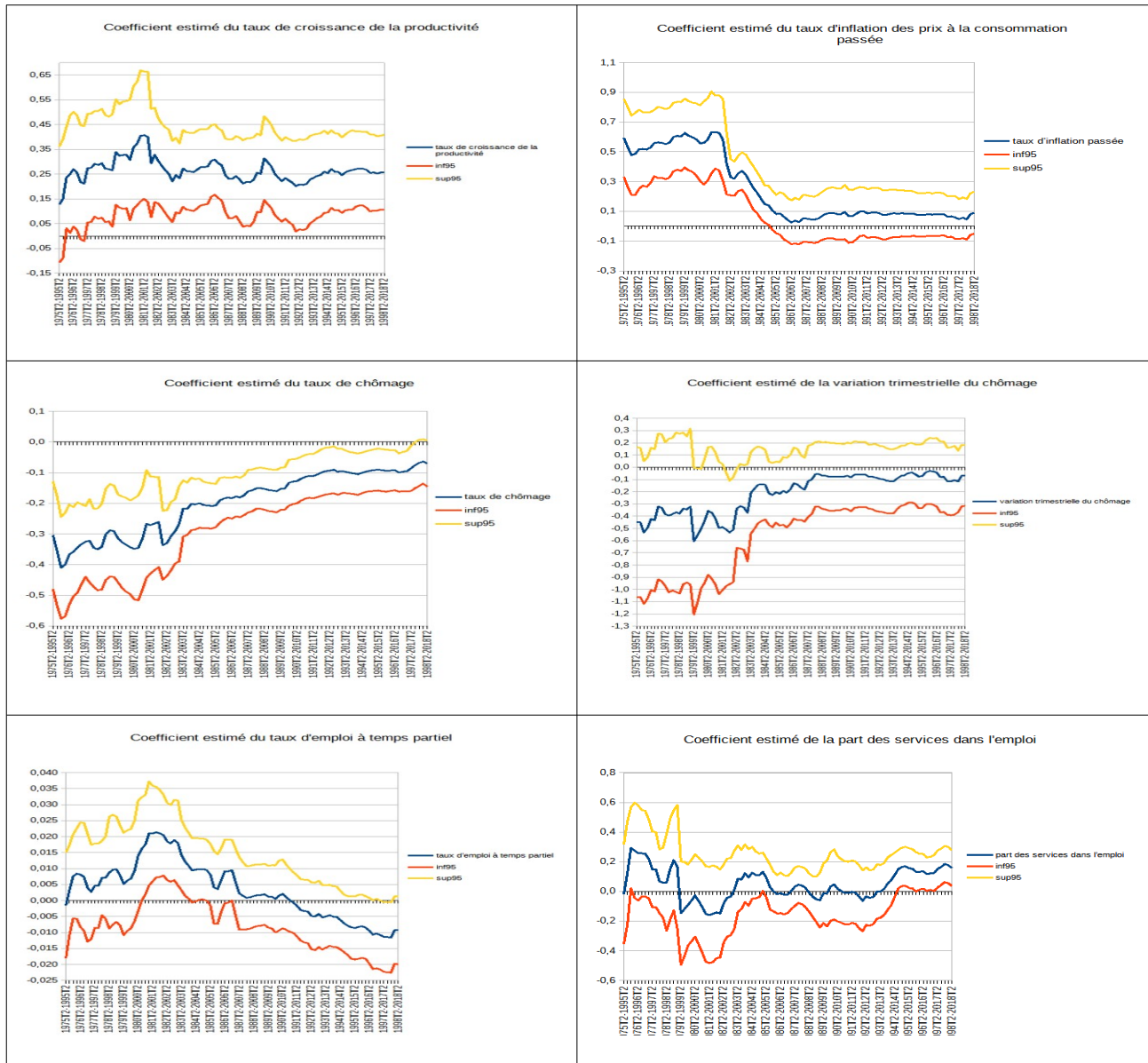
Note : cf. note tableau 5. Le test d'égalité sectorielle est le test de Wald bilatéral d'hypothèse nulle

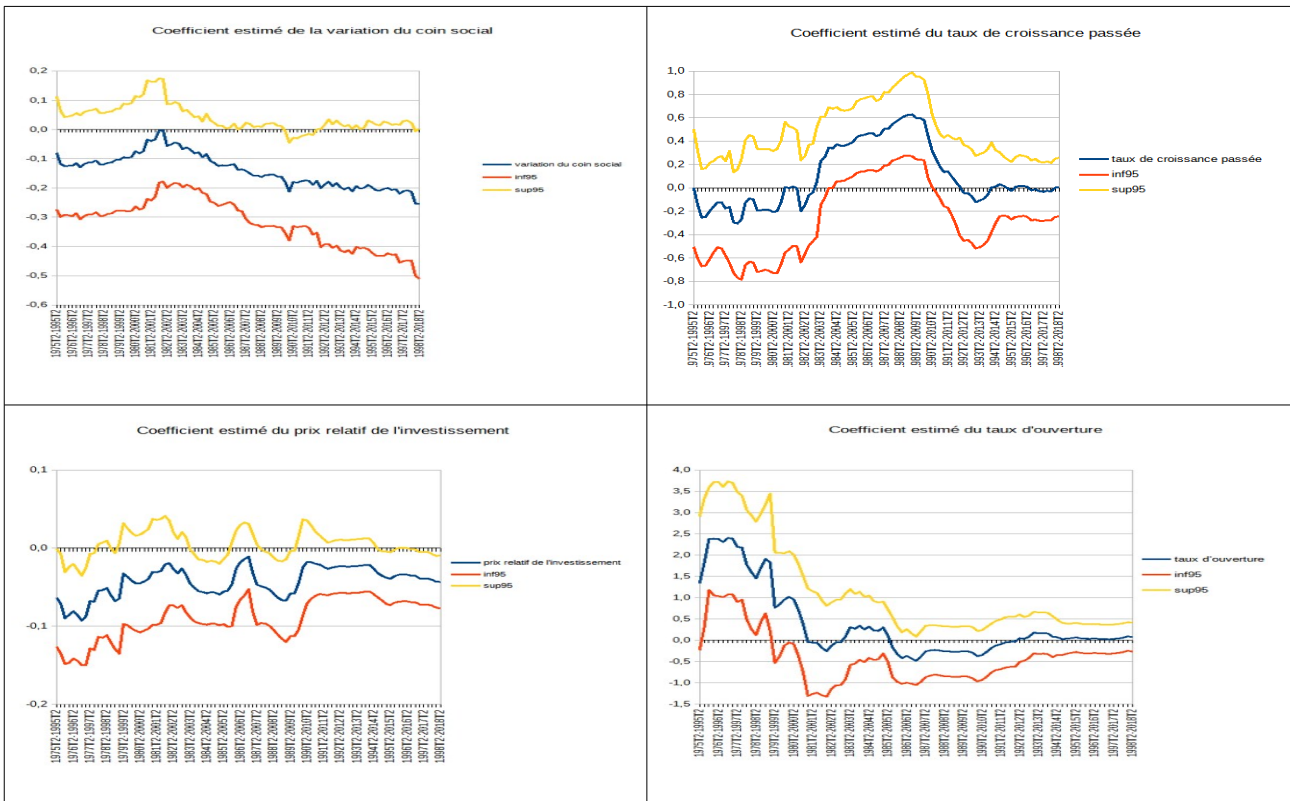
$\beta_{industrie} = \beta_{services}$  tandis que le test d'égalité temporelle est le test  $\beta_{industrie (resp. services)} * 1_{t < 1992} = \beta_{industrie (resp. services)} * 1_{1993 < t < 2008}$  ou  $\beta_{industrie (resp. services)} * 1_{1993 < t < 2008} = \beta_{industrie (resp. services)} * 1_{t > 2009}$ .

services) \* 1<sub>1993<t<2008</sub> ou  $\beta_{industrie (resp. services)} * 1_{1993 < t < 2008} = \beta_{industrie (resp. services)} * 1_{t > 2009}$ .

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 1: Évolution des déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps (fenêtres glissantes sur 20 ans) :





Lecture : Ces graphiques représentent les coefficients estimés selon le modèle agrégé OLS sur des fenêtres glissantes de 20 ans. La première fenêtre va de 1975T2 à 1995T2 borne supérieure comprise, soit 81 trimestres par fenêtre. La variable expliquée est  $\pi_{i,t}^w$ .

Chaque date de l'axe des abscisses représente la borne supérieure d'un intervalle d'estimation de 20 années. Le coefficient estimé du taux de croissance de la productivité vaut 0,09 sur l'intervalle 1975T2-1995T2.

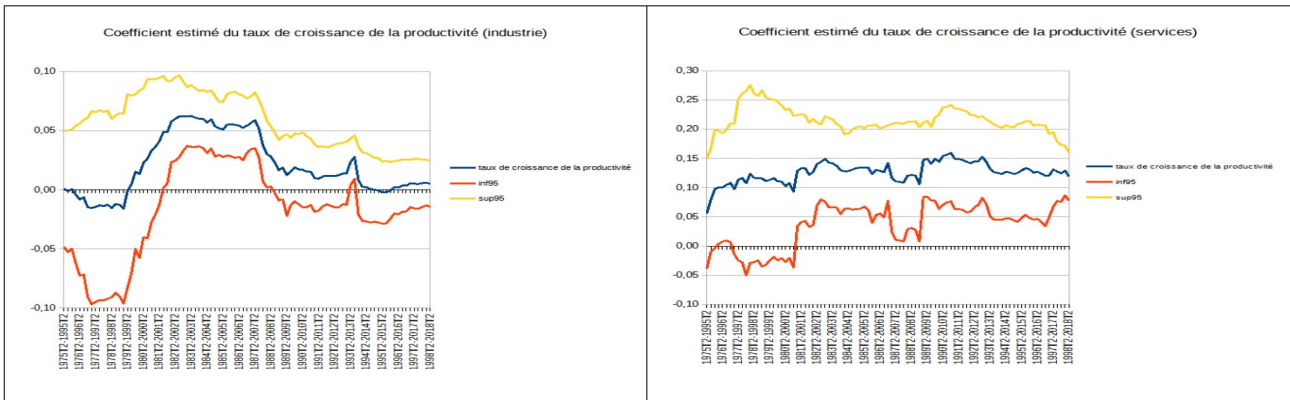
Les coefficients du taux de chômage ( $\bar{\theta}$ ), de sa différenciation ( $\bar{\beta}_1$ ) et de l'inflation passée des prix de la consommation ( $\bar{\beta}_2$ ) sont estimés hors effet de la crise selon le modèle :

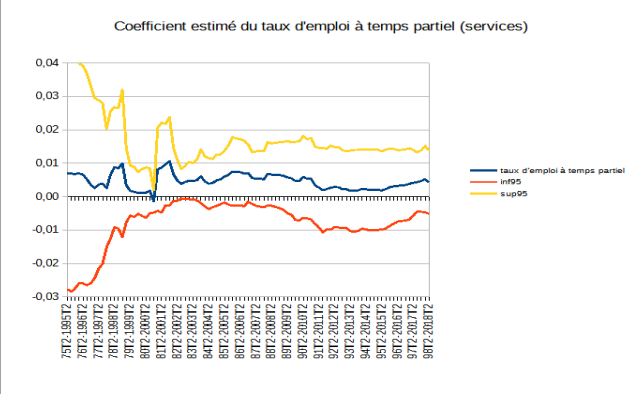
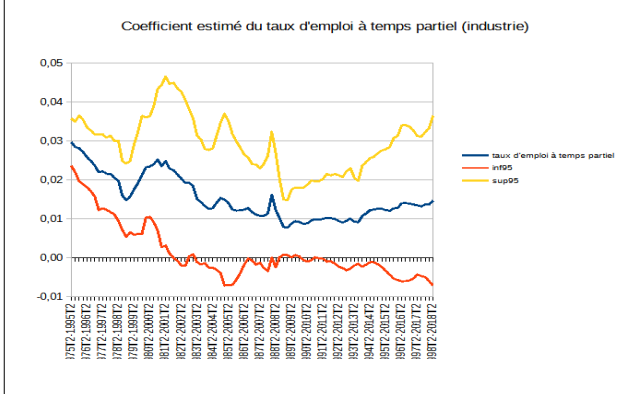
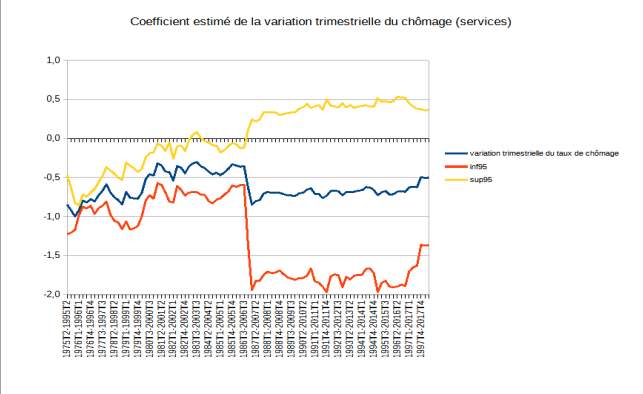
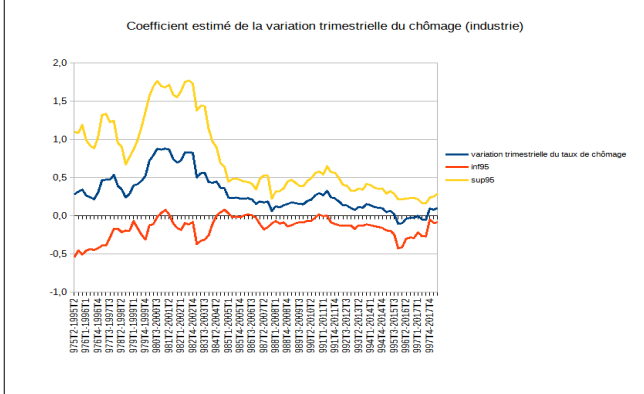
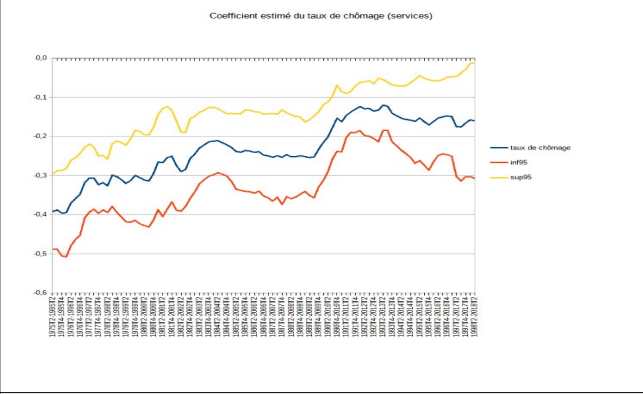
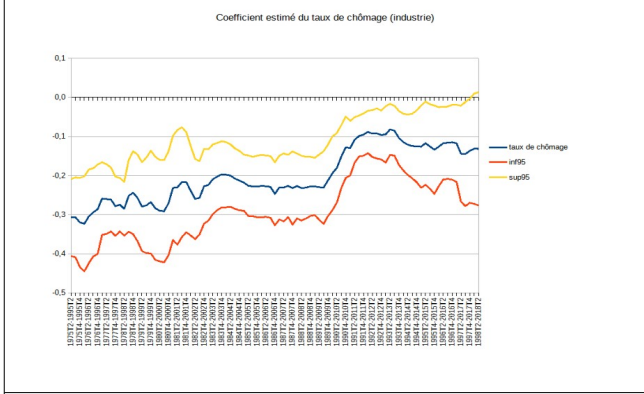
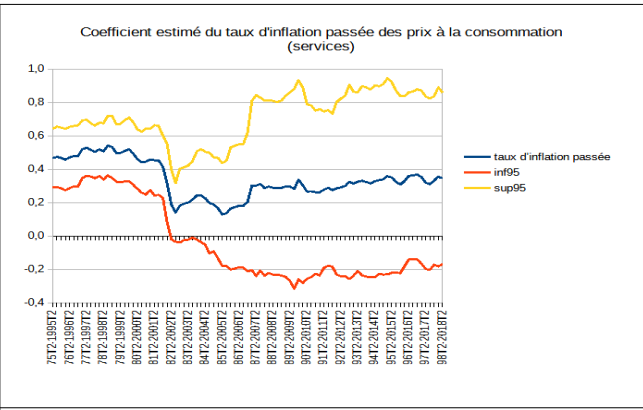
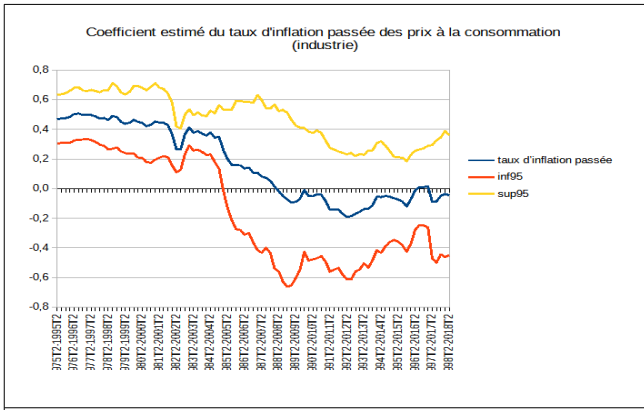
$$\pi_t^w = \bar{\alpha} + \bar{\theta} \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\theta}' \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\theta}'' \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{\theta}''' \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{\beta}_1 u_t * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\beta}_1' u_t * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\beta}_1'' u_t * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{\beta}_1''' u_t * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{\beta}_2 \Delta u_t * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\beta}_2' \Delta u_t * 1_{t \in [1992, 1993]} + \bar{\beta}_2'' \Delta u_t * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{\beta}_2''' \Delta u_t * 1_{t \in [2008, 2009]} + \bar{y} g_t + \bar{\Psi} X_t + \bar{\Phi} Z_t + \varepsilon_t$$

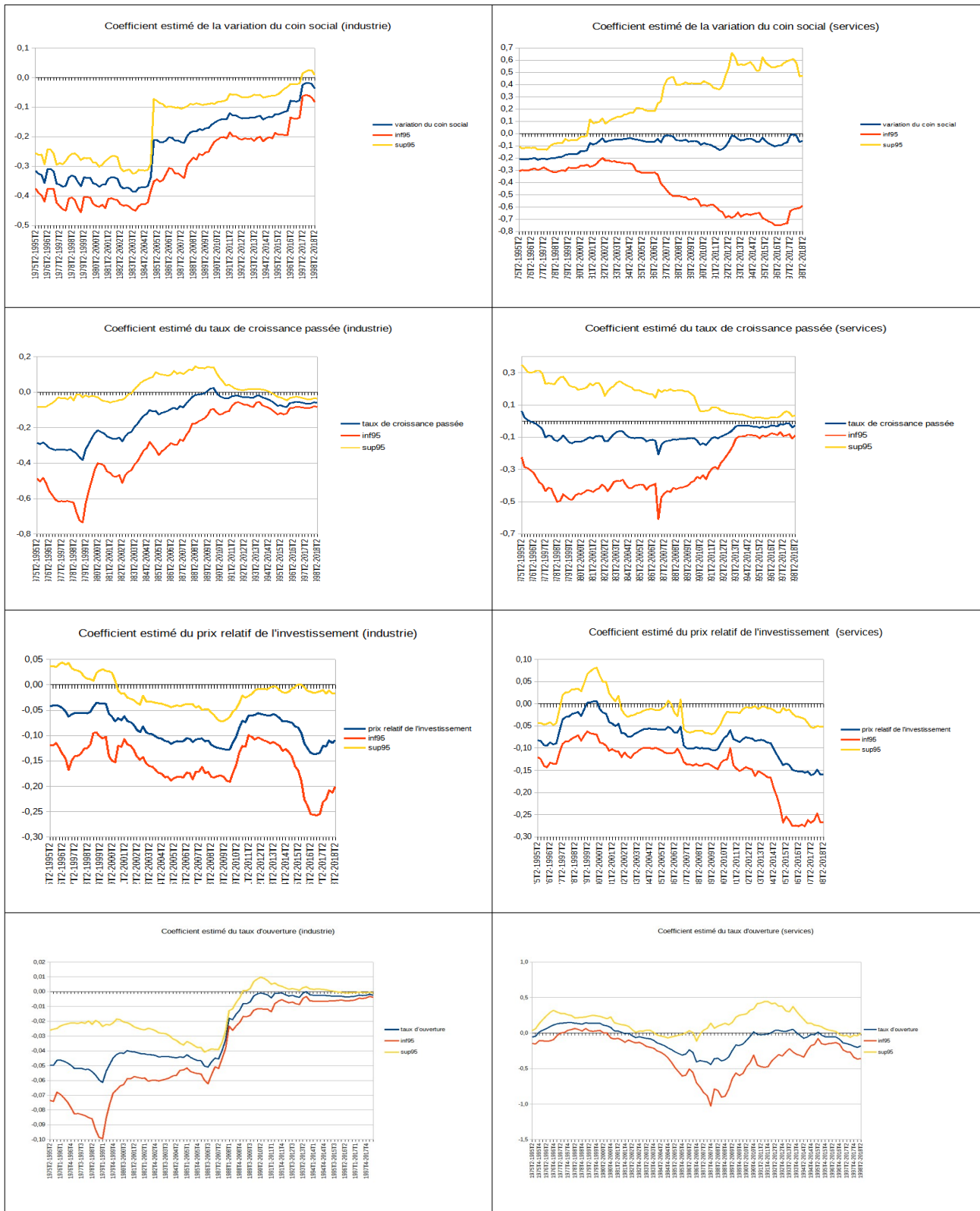
Note: inf95 et sup95 désignent les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 95 % respectivement. Écart-type robuste à l'hétéroscédasticité des erreurs.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 2: Évolution des déterminants de la courbe de Phillips au cours du temps (fenêtres glissantes sur 20 ans) dans les secteurs des services et de l'industrie







Lecture : Ces graphiques représentent les coefficients estimés selon le modèle OLS sur des fenêtres glissantes de 20 ans pour les secteurs de l'industrie et des services. La première fenêtre va de 1975T2 à 1995T2 borne supérieure comprise, soit 81 trimestres par fenêtre. La variable expliquée est  $\pi_{i,t}^w$ . Chaque date de l'axe des abscisses représente la borne supérieure d'un intervalle d'estimation de 20 années. Le coefficient estimé du taux de croissance de la productivité dans l'industrie vaut 0,00 sur l'intervalle 1975T2-1995T2.

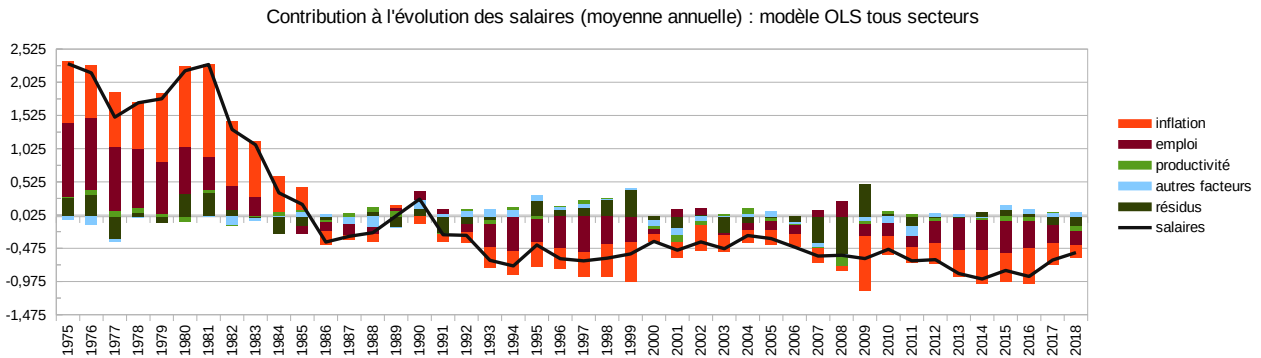
Les coefficients du taux de chômage ( $\theta_j$ ), de sa différenciation ( $\beta_{1,j}$ ) et de l'inflation passée ( $\beta_{2,j}$ ) sont estimés hors effet de la crise selon le modèle :

$$\pi_{i,t}^w = \alpha + \sum_{j \in \{\text{industrie, services}\}} 1_{i \in j} \{ \theta_j \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \theta'_j \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \theta''_j \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in \{2008, 2009\}} + \theta'''_j \pi_{t-1}^{pc} * 1_{t \in \{2008, 2009\}} \} \\ + 1_{i \in j} \{ \beta_{1,j} u_t * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \beta'_{1,j} u_t * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \beta''_{1,j} u_t * 1_{t \in \{2008, 2009\}} + \beta'''_{1,j} u_t * 1_{t \in \{2008, 2009\}} \} \\ + 1_{i \in j} \{ \beta_{2,j} \Delta u_t * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \beta'_{2,j} \Delta u_t * 1_{t \in \{1992, 1993\}} + \beta''_{2,j} \Delta u_t * 1_{t \in \{2008, 2009\}} + \beta'''_{2,j} \Delta u_t * 1_{t \in \{2008, 2009\}} \} \\ + \sum_{j \in \{\text{industrie, services}\}} 1_{i \in j} \{ \gamma_j g_{i,t} + \Psi_j X_t + \Phi_j Z_{i,t} \} + \varepsilon_{i,t}$$

Note: cf. note figure 1.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 3: Contribution à la dynamique des salaires : modèle agrégé OLS

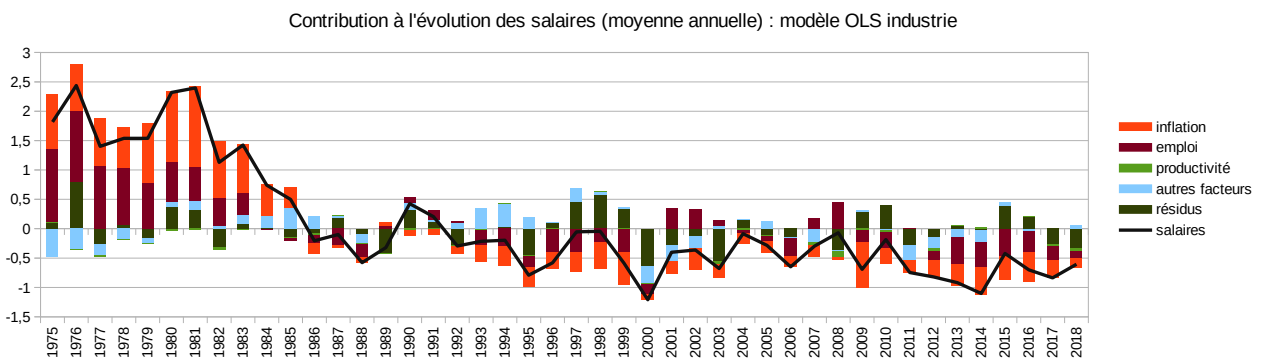


Lecture : Ce graphique représente les contributions à la dynamique des salaires nominaux agrégés en écart à leur moyenne de long terme qui sont calculées en utilisant les coefficients du modèle agrégé OLS appliqués aux variables explicatives auxquelles on soustrait leur moyenne de long terme. En 1975, les salaires croissent de 2,3 points de pourcentage en moyenne par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'emploi de 1,1 points.

Note : Écart à la moyenne de long terme en points de pourcentage. L'inflation désigne l'inflation passée des prix de la consommation. L'emploi regroupe le taux de chômage et sa différenciation et la différenciation du taux d'emploi à temps partiel. La productivité représente le glissement trimestriel de la productivité. Les autres facteurs sont les autres variables explicatives du modèle. Les résidus sont l'écart entre la variable expliquée et la somme des contributions des variables explicatives.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 4: Contribution à la dynamique des salaires : modèle OLS industrie

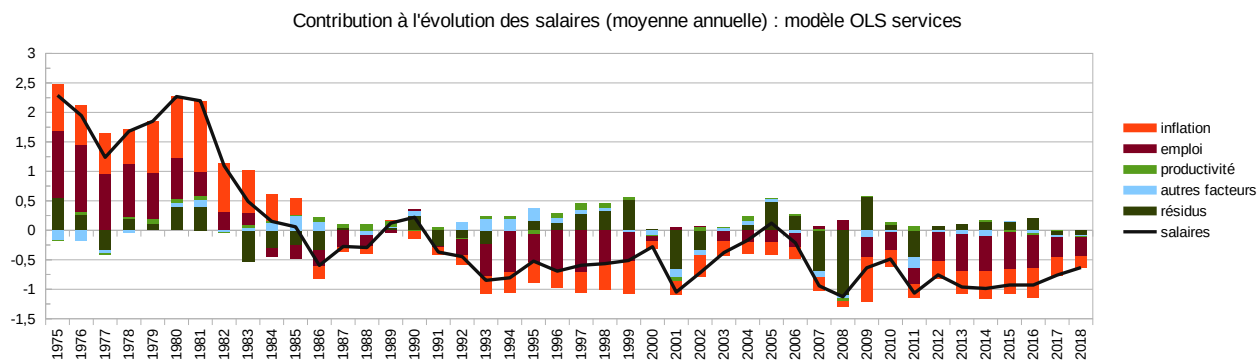


Lecture : Ce graphique représente les contributions à la dynamique des salaires nominaux des secteurs de l'industrie en écart à leur moyenne de long terme qui sont calculées en utilisant les coefficients du modèle OLS appliqués aux variables explicatives auxquelles on soustrait leur moyenne de long terme. En 1975, les salaires croissent de 1,8 points de pourcentage en moyenne dans l'industrie par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'emploi de 1,3 points.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 5: Contribution à la dynamique des salaires : modèle OLS services

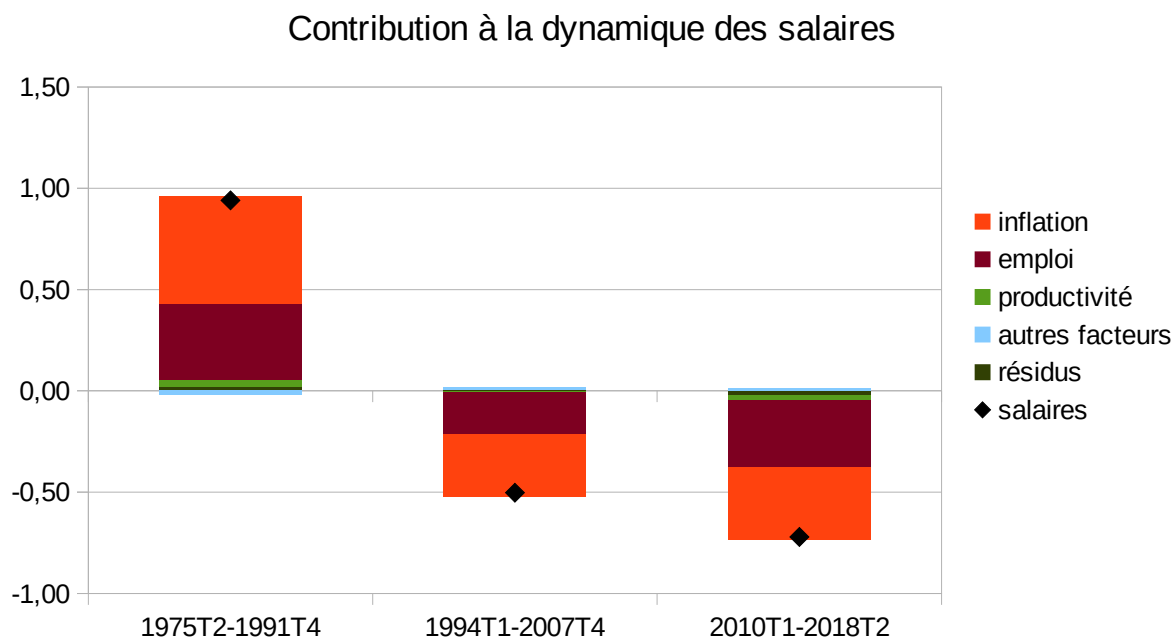


Lecture : Ce graphique représente les contributions à la dynamique des salaires nominaux des secteurs des services en écart à leur moyenne de long terme qui sont calculées en utilisant les coefficients du modèle sectoriel de panel appliqués aux variables explicatives auxquelles on soustrait leur moyenne de long terme. En 1975, les salaires croissent de 2,3 points de pourcentage en moyenne dans les services par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'emploi de 1,1 points.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 6: Contribution à la dynamique des salaires (moyennes 1975T2-1991T4, 1994T1-2007T4 et 2010T1-2018T2)



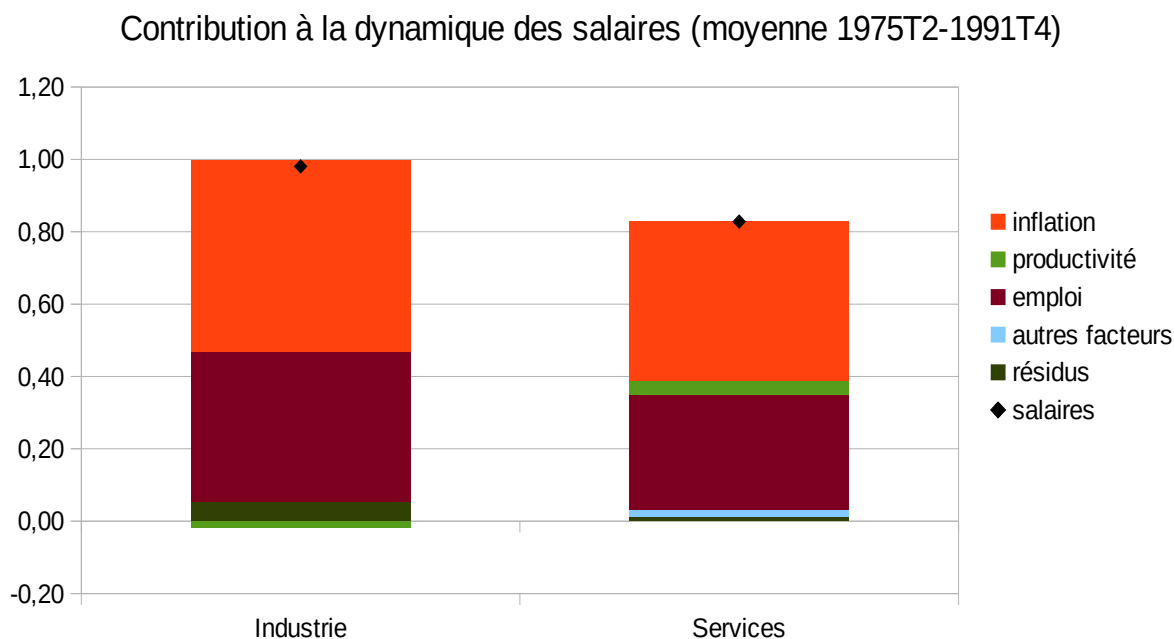
Lecture : Ce graphique est une moyenne du graphique de la figure 3 sur trois périodes : 1975T2-1991T4, 1994T1-2007T4 et 2010T1-2018T2. Sur la première période, les salaires croissent de 0,94 point de pourcentage en moyenne par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'inflation de 0,53 point.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).



Figure 7: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 1975T2-1991T4)

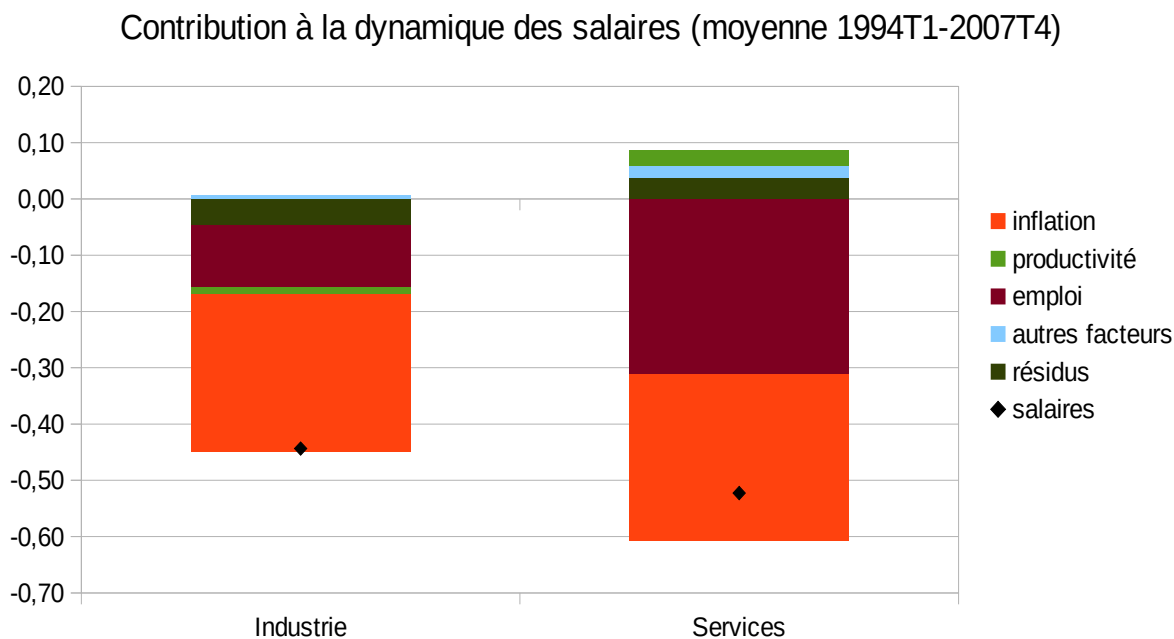


Lecture : Ce graphique est une moyenne du graphique de la figure 4 pour les secteurs de l'industrie et de la figure 5 pour les secteurs des services sur la période 1975T2-1991T4. Sur la période 1975T2-1991T4, les salaires de l'industrie croissent de 0,98 point de pourcentage en moyenne par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'inflation de 0,53 point.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 8: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 1994T1-2007T4)



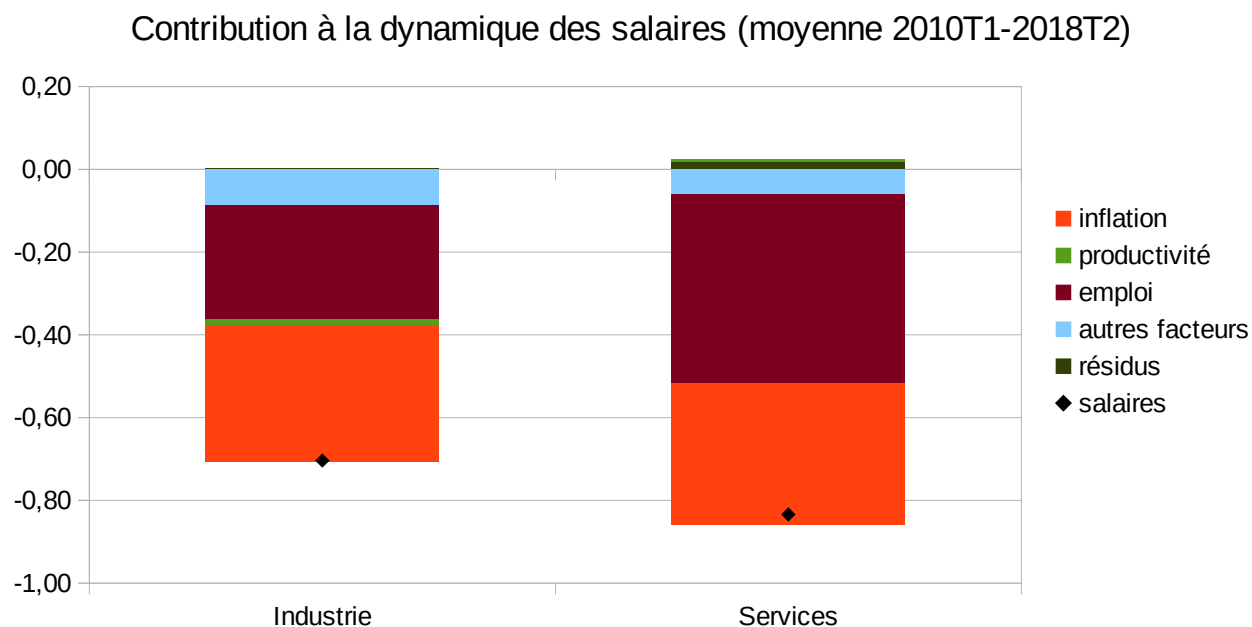
Lecture : Ce graphique est une moyenne du graphique de la figure 4 pour les secteurs de l'industrie et de la figure 5 pour les secteurs des services sur la période 1994T1-2007T4. Sur la période 1994T1-2007T4, les

salaires de l'industrie décroissent de 0,44 point de pourcentage en moyenne par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'inflation de -0,28 point.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

Figure 9: Contribution à la dynamique sectorielle des salaires selon le modèle OLS (moyenne 2010T1-2018T2)



Lecture : Ce graphique est une moyenne du graphique de la figure 4 pour les secteurs de l'industrie et de la figure 5 pour les secteurs des services sur la période 2010T1-2018T2. Sur la période 2010T1-2018T2, les salaires de l'industrie décroissent de 0,70 point de pourcentage en moyenne par rapport à la moyenne de long terme avec une contribution de l'inflation de -0,33 point.

Note : cf. note figure 3.

Source : Insee (1975T2-2018T2).

# Bibliographie

- Acemoglu, D., & Autor, D. (2010). Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. *NBER Working paper N° 16082*.
- Alchian, A. A. (1969). Information Costs, Pricing, and Resource Unemployment. *Western Economic Journal*, 7(2), 109–128.
- Anderton, R., Hantzsche, A., Savsek, S., & Toth, M. (2017). Sectoral Wage Rigidities and Labour and Product Market Institutions in the Euro Area. *Open Economies Review*, 28(5), 923–965.
- Askenazy, P., Bozio, A., & Garcia-Penalosa, C. (2013). Dynamique des salaires par temps de crise. *Les notes du conseil d'analyse économique N° 5*.
- Atkeson, A., & Ohanian, L. E. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 25(1), 2–11.
- Audenaert, D., Bardaji, J., Lardeux, R., Orand, M., & Sicsic, M. (2014). La résilience des salaires en France à partir de la grande récession. *Document de travail de l'Insee G2014/11*.
- Auer, R., Borio, C., & Filardo, A. J. (2017). The globalisation of inflation: the growing importance of global value chains. *Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper N° 300*.
- Autor, D. H., Dorn, D., & Hanson, G. H. (2013). The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103(6), 2121–2168.
- Autor, D. H., & Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 103(5), 1553–1597.
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., & Reenen, J. V. (2017). The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. NBER Working paper N° 23396.
- Avouyi-Dovi, S., Fougere, D., & Gautier, E. (2013). Wage Rigidity, Collective Bargaining, and the Minimum Wage: Evidence from French Agreement Data. *Review of Economics and Statistics*, 95(4), 1337–1351.
- Ball, L., & Mazumder, S. (2011). Inflation Dynamics and the Great Recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, 337–381.
- Ball, L., & Mazumder, S. (2014). A Phillips curve with anchored expectations and short-term unemployment. NBER Working paper N° 20715.
- Barnes, M. L., & Olivei, G. P. (2003). Inside and Outside Bounds: Threshold Estimates of the Phillips Curve. *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, 1–18.
- Batut, C., & Garnero, A. & Tondini, A. (2023). The employment effects of working time reductions: Sector-level evidence from European reforms. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 62: 217–232.
- BCE (2017). Évaluation des capacités inutilisées sur le marché du travail. *Bulletin économique N°2017/3, avril 2017*.
- Beissonger, T., Chusseau, N., & Hellier, J. (2015). Offshoring, employment, labour market reforme and inequality : Modelling the German experience. *IZA Discussion paper N° 8920*.
- Bell, D. N. F., & Blanchflower, D. G. (2014). How to measure underemployment. . *Peterson Institute for International Economics N°13-7*.
- Bell, D. N. F., & Blanchflower, D. G. (2014). Wages and Labor Market Slack: Making the dual Mandate Operational. *Peterson Institute for International Economics N°14-6*.
- Bell, D. N. F., & Blanchflower, D. G. (2018). The Lack of Wage Growth and the Falling Nairu. *National*

*Institute Economic Review*, (245), R40-55.

Bentolila, S., Dolado, J. J., & Jimeno, J. F. (2008). Does Immigration Affect the Phillips Curve? Some Evidence for Spain. *European Economic Review*, 52(8), 1398–1423.

Berson, C., De Charsonville, L., Pavel, D., Faubert, V., Ferrara, L., Guilloux-Nefussi, S., Kalantzis, Y., Lalliers, A., Matheron, J. & Mogliani, M. (2018). La courbe de Phillips existe-t-elle encore ? *Rue de la Banque N°56*.

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947–985.

Blanchard, O. J., & Riggi, M. (2009). Why are the 2000s so different from the 1970s? A structural interpretation of changes in the macroeconomic effects of oil prices. *NBER Working paper N° 13368*.

Blanchard, O., & Gali, J. (2010). Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 1–30.

Blanchard, O. (2016). The Phillips Curve: Back to the '60s? *American Economic Review*, 106(5), 31–34.

Blanchflower, D. G., & Shadforth, C. (2009). Fear, Unemployment and Migration. *Economic Journal*, 119(535), F136-82.

Blanchflower, D. G. & Posen, S. (2014). Wages and Labor Market Slack : Making the dual Mandate Operational. *Peterson Institute for International Economics N°14-6*.

Blanchflower, D. G., & Levin, A. T. (2015). Labor Market Slack and Monetary Policy. *NBER Working paper N° 21094*.

Blot, C., Péléraux, H., Sampognaro, R. & Villemot, S. (2015). Comprendre la dynamique salariale par temps de crise. *Revue de l'OFCE*, 144.

Bonam, D., de Haan, J., & van Limbergen, D. (2018). Time-varying wage Phillips curves in the euro area with a new measure for labor market slack. *DNB Working Paper N°587*.

Bonnet, X. & Mahfouz, S. (1996). The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the NAIRU: the Case of France. *Document de travail de la DESE N°G9611, Insee*.

Borio, C., & Filardo, A. (2007). Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation. *BIS Working paper N°227*.

Bosio, G. (2014). Implications of Temporary Jobs on the Distribution of Wages in Italy. *Labour*, 28: 64-86.

Bozio, A., Breda, T., & Grenet, J. (2019). Does Tax-benefit Linkage Matter for the Incidence of Social Security Contributions?. *IZA Discussion paper N° 12502*.

Brouillette, D., Ketcheson, J., Kostyshyna, O. & Lachaine, J. (2017). Wage Growth in Canada and the United States: Factors behind Recent Weakness. *Bank of Canada Staff Analytical Note N°8*.

Bryan, M. F., & Meyer, B. (2010). *Are Some Prices in the CPI More Forward Looking Than Others? We Think So*. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, N° 2010-2.

Bulligan, G., & Viviano, E. (2017). Has the Wage Phillips Curve Changed in the Euro Area? *IZA Journal of Labor Policy*, 6.

Byrne, J. P., Kontonikas, A., & Montagnoli, A. (2013). International Evidence on the New Keynesian Phillips Curve Using Aggregate and Disaggregate Data. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 45(5), 913–932.

Camatte, H., Daudin, G., Faubert, V., Lalliard, A. & Riffart, C. (2020). Global value chains and the transmission of exchange rate shocks to consumer prices. *Banque de France WP N°797*.

- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks. *B.E. Journal of Macroeconomics: Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), 1–56.
- Ciccarelli, M. & Osbat, C. (2017). Low inflation in the euro area: Causes and consequences. *European Central Bank Occasional Paper Series N°181*.
- Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 197–232.
- Commission Européenne (2017). What drives wage developments ? *Commission Européenne Institutional paper 063*.
- Commission Européenne (2018). Wage dynamics in the EMU. *European Commission thematic discussions on growth and jobs*.
- Daly, M. C., & Hobijn, B. (2014). Downward Nominal Wage Rigidities Bend the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 46, 51–93.
- Daly, M. C., & Hobijn, B. (2016). The intensive and extensive margins of real wage adjustment. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper N° 2016-04*.
- Daly, M. C., Hobijn, B. & Pyle, B. (2016). What's up with wage growth? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter N° 2016-07*.
- Dares (2012). Le recours au chômage partiel entre 2007 et 2010 : forte augmentation de la fin 2008 à l'automne 2009, diminution ensuite. *Dares Analyses n°004, janvier 2012*.
- Dares (2016). L'ajustement des entreprises pendant la crise de 2008 : recours aux heures supplémentaires et à l'activité partielle. *Document d'études n°198, janvier 2016*.
- Dew-Becker, I., & Gordon, R. J. (2005). Where Did the Productivity Growth Go? Inflation Dynamics and the Distribution of Income. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 67–127.
- Dickens, W. T. (2007). How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 195–214.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Diev, P., Kalantzis, Y., Lalliard, A., & Mogliani, M. (2021). Comment expliquer la faiblesse de l'inflation en zone euro depuis 2013 ? *Bulletin de la Banque de France N°2034/7, mars-avril 2021*.
- Edo, A., Ragot, L., Rapoport, H., Sardoschau, S. & Steinmayr, A. (2018). The effects of immigration in developed countries: insights from recent economic research. *CEPII Policy Brief N°2018-22*.
- Elsby, M. W. (2006). Evaluating the Economic Significance of Downward Nominal Wage Rigidity. *NBER Working paper N° 12611*.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Eser, F., Karadi, P., Lane, P. R., Moretti, L., & Osbat, C. (2020). The Phillips Curve at the ECB. *European Central Bank, Working Paper Series N°2400*.
- FMI (2013). The dog that didn't bark : has inflation been muzzles or was it just sleeping ? *World Economic Outlook, chapitre 3, avril 2013*.
- FMI (2017). Recent Wage Dynamics in Advanced Economics: Drivers and Implications. *World Economic Outlook, chapitre 2, octobre 2017*.

- Friedman, M. (1968). *The role of monetary policy*. *American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472.
- Galesi, A., & Rachedi, O. (2019). Services Deepening and the Transmission of Monetary Policy. *Journal of the European Economic Association*, 17(4), 1261–1293.
- Gali, J., & Gertler, M. (1999). *Inflation dynamics: a structural econometric analysis*. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195–222.
- Gali, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *NBER Working paper N° 8218*.
- Gali, J. (2011). The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436–461.
- Gautier, E., Roux, S., & Suarez-Castillo, M. (2019). *Do Minimum Wages Make Wages More Rigid? Evidence from French Micro Data*. *Banque de France Working paper N° 720*.
- Geerolf, F. (2021). La courbe de Phillips n'est pas celle que vous croyez. *Lettre du CEPII N°417*.
- Gordon, R. J. (1982). Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1087–1117.
- Gordon, R. J. (1997). The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 11–32.
- Gordon, R. J. (2011). The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica*, 78(309), 10–50.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Gross, M. & Semmler, W. (2017). Mind the output gap: the disconnect growth and inflation during recessions and convex Phillips curves in the euro area. *European Central Bank Working paper N° 2004*.
- Hannan, E., & Quinn, B. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195.
- Heise, S., Karahan, F. & Sahin, A. (2020). The missing inflation puzzle: The role of the price-wage pass-through. *NBER Working paper N° 27663*.
- Heyer, E., Le Bihan, H. & Lerais, F. (2000). Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen. *Économie et Prévision N°146*, 43–60.
- Holden, S., & Wulfsberg, F. (2008). Downward Nominal Wage Rigidity in the OECD. *B.E. Journal of Macroeconomics: Advances in Macroeconomics*, 8(1).
- Hubert, P. & Le Moigne, M. (2018). La désinflation manquante Un phénomène américain uniquement ? *Revue de l'OFCE N°160*.
- Hooper, P., Mishkin, F. S. & Sufi, A. (2019). Prospects for inflation in a high pressure economy: is the Phillips curve dead or is it just hibernating? *NBER Working paper N° 25792*.
- Hubert, P. & Le Moigne, M. (2018). La désinflation manquante Un phénomène américain uniquement ? *Revue de l'OFCE N° 160*.
- Hurley, J., Patrini, V. (2017). Estimating labour market slack in the european Union. *Eurofound Research*

*Report.*

Imbs, J., Jondeau, E., & Pelgrin, F. (2007). Aggregating Phillips curves. *European Central Bank, Working Paper Series N°785*.

Imbs, J., Jondeau, E., & Pelgrin, F. (2011). Sectoral Phillips Curves and the Aggregate Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 328–344.

Julián Álvarez, L., Gómez Loscos, A. & Urtasun, A. (2015). Asymmetries in the relationship between inflation and activity. *Banco de España Economic Bulletin*.

Jorda, O., Marti, C., Nechio, F. & Tallman, E. (2019). Inflation : Stress-testing the Phillips curve. *Federal Reserve Bank of San Fransisco Economic Letter N° 2019-05*.

Karabarbounis, L., & Neiman, B. (2013). The Global Decline of the Labor Share. *NBER Working paper N° 19136*.

Klenow, P. J., & Kryvtsov, O. (2008). State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation? *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863–904.

Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010). Microeconomic Evidence on Price-Setting. *NBER Working paper N° 15826*.

Lawless, M., & Whelan, K. T. (2011). Understanding the Dynamics of Labor Shares and Inflation. *Journal of Macroeconomics*, 33(2), 121–136.

Le Bihan, H. (2009). 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips. *Revue de L'OFCE N° 111*, 81–101.

Leith, C., & Malley, J. (2003). *A Sectoral Analysis of Price-Setting Behavior in US Manufacturing Industries. CESIFO Working paper N°984*.

Lipsey, R. G. (1960). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957; a further analysis. *Economica, N.S*, 27, 1–31.

Lucas, R. E., Jr. (1991). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103–104.

Luengo-Prado, M. J., Rao, N., & Sheremirov, V. (2018). Sectoral Inflation and the Phillips Curve: What Has Changed since the Great Recession? *Economics Letters*, 172, 63–68.

Majid, N. (2004). *What is the Effect of Trade Openness on Wages?* (Vol. 18). International Labour Office.

Malgouyres, C. (2017). The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 57(3), 411–441.

Marotzke, P., Anderton, R., Bairrao, A., Berson, C., & Toth, P. (2017). Asymmetric wage adjustment and employment in European firms. *European Central Bank Working paper N° 2103*.

Mojon, B., & Ragot, X. (2018). The labor supply of baby-boomers and low-inflation. *Sciences Po OFCE Working paper N° 09*.

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29, 315–335.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1415–1464.

Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.

- Nickel, C., Bobeica, E., Koester, G., Lis, E., & Porqueddu, M. (2019). Understanding low wage growth in the euro area and European countries. *European Central Bank, Occasional Paper Series N°232*.
- Norkute, M. (2015). Can the sectoral New Keynesian Phillips curve explain inflation dynamics in the Euro Area ? *Empirical Economics*, 49(4), 1191–1216.
- Paul, M. (2016). Is There a Causal Effect of Working Part-Time on Current and Future Wages? *The Scandinavian Journal of Economics*, 118(3), 494–523.
- Peach, R., Rich, R. & Linder, M.H (2013). *The Parts Are More Than the Whole: Separating Goods and Services to Predict Core Inflation*. Federal Reserve Bank of New York: *Current Issues in Economics and Finance*, 19(7).
- Petrella, I., & Santoro, E. (2012). Inflation Dynamics and Real Marginal Costs: New Evidence from U.S. Manufacturing Industries. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(5), 779–794.
- Phillips, A. W. (1958). *The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957*. *Economica*, N.S, 25, 283–299.
- Peter C. B. Phillips, & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Quévat, B., & Vignolles, B. (2018). Les relations entre inflation, salaires et chômage n'ont pas disparu. *Note de Conjoncture de l'Insee, mars 2018*.
- Roberts, J. M. (1995). New Keynesian Economics and the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(4), 975–984.
- Rusinova, D., Lipatov, V., & Heinz, F. F. (2015). How Flexible Are Real Wages in EU Countries? A Panel Investigation. *Journal of Macroeconomics*, 43, 140–154.
- Salaire minimum interprofessionnel de croissance. *Rapport du groupe d'experts, 28 novembre 2019*.
- Salanié, B. (1999). Guide pratique des séries non-stationnaires. *Économie & prévision N° 137*, 119–141.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). *Problem of achieving and maintaining a stable price level*. *The American Economic Review*, 50(2), 177–194.
- Savignac, F., Gautier, E., Gorodnichenko, Y., & Coibion, O. (2021). *Firms' Inflation Expectations : New Evidence from France*. *Banque de France Working paper N° 840*.
- Seydl, J., & Spittler, M. (2016). *Did Globalization Flatten the Phillips Curve? U.S. Consumer Price Inflation at the Sectoral Level*. *Journal of Post Keynesian Economics*, 39(3), 387–410.
- Siena, D., & Zago, R. (2021). Job polarization and the flattening of the price Phillips curve. *Banque de France WP N°819*.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2019). Slack and cyclically sensitive inflation. *NBER Working paper N° 25987*.
- Van Zandweghe, W. (2019). The Phillips Curve and the Missing Disinflation from the Great Recession. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 104(2), 5–31.
- Verdugo, G. (2016). Real Wage Cyclicalities in the Eurozone before and during the Great Recession: Evidence from Micro Data. *European Economic Review*, 82, 46–69.



## Liste des documents de travail récents de la Direction des Études et Synthèses Économiques\*

|         |  |         |  |
|---------|--|---------|--|
| 2024/01 | M. ANDRE, A. BOURGEOIS, E. COMBET, M. LEQUIEN, A. POTTIER<br><br>Challenges in measuring the distribution of carbon footprints : the role of product and price heterogeneity | 2024/18 | P. GIVORD<br><br>How age at school entry affects future educational and socioemotional outcomes : Evidence from PISA |
| 2024/02 | C. LE THI, M. SUAREZ CASTILLO, V. COSTEMALLE<br><br>Residential mobility and air pollution inequalities : describing income disparities in lifelong air pollution exposure   | 2024/19 | D. BABET, M. CHABAUD<br>Follow the money ? Workers' mobility, wages and amenities                                    |
| 2024/04 | P. AGHION, A. BERGEAUD, T. GIGOUT, M. LEQUIEN, M. MELITZ<br><br>Exporting Ideas : Knowledge flows from expanding trade in goods  |         |  |
| 2024/05 | J. GIORGI, A. PLUNKET, F. STAROSTA DE WALDEMAR<br><br>Inter-regional highly skilled worker mobility and technological novelty  |         |  |
| 2024/06 | M. HILLION<br><br>Une évaluation des achats transfrontaliers de tabac et des pertes fiscales associées en France   |         |  |
| 2024/07 | A. BOURGEOIS, B. FAVETTO<br><br>Construction d'intervalles de confiance et relecture du passé avec le modèle Mésange   |         |  |
| 2024/08 | M. ADAM, O. BONNET, E. FIZE, M. RAULT, T. LOISEL, L. WILNER<br><br>Cross-border shopping for fuel at the France-Germany border   |         |  |
| 2024/10 | M. SUAREZ CASTILLO, D. BENATIA, C. LE THI, V. COSTEMALLE<br><br>Air pollution and children's health inequalities   |         |  |
| 2024/11 | R. ABBAS, N. CARNOT, M. LEQUIEN, A. QUARTIER-LA-TENTE, S. ROUX<br><br>En chemin vers la neutralité carbone. Mais quel chemin ?   |         |  |
| 2024/12 | M. LENZA, I. MOUTACHAKER, J. PAREDES<br><br>Density forecasts of inflation : a quantile regression forest approach   |         |  |
| 2024/16 | A. QUARTIER-LA-TENTE<br><br>Utilisation des modèles de régression à coefficients variant dans le temps pour la prévision conjoncturelle                                      |         |  |

\* L'ensemble des documents est disponible sur le site [Insee.fr](https://www.insee.fr) et sur [Repec](https://www.repec.org).