

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2015 / 14**

## **Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles**

**Jean-Baptiste BERNARD et Quentin LAFFÉTER \***

OCTOBRE 2015

Les auteurs souhaitent remercier José BARDAJI et Corinne PROST pour leur aide. Ils remercient également la division Études Sociales (DSDS), les participants au séminaire D2E et particulièrement Benoît OURLIAC pour sa discussion d'une version intermédiaire de l'article, ainsi que les membres du Conseil des prélèvements obligatoires pour leurs retours et suggestions. Gildas LAMÉ, par la co-rédaction d'une note préliminaire, a également contribué à ce travail.

---

\* Département des Études Économiques - Division « Études Macroéconomiques » - Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

## Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles

### Résumé

À partir des déclarations annuelles de données sociales (DADS) et des comptes nationaux, des séries d'emploi et de salaire par grandes catégories socioprofessionnelles ont été constituées pour identifier d'éventuelles différences d'ajustement à court terme face à un choc conjoncturel. L'ajustement à un choc d'activité serait réalisé davantage sur les volumes d'emploi pour les moins qualifiés (ouvriers et employés). *A contrario*, il porte plus sur le salaire des cadres et des professions intermédiaires, du fait vraisemblablement de la composante variable de leur rémunération. En revanche, face à un choc de prix, le salaire des cadres serait moins pénalisé à très court terme car l'ajustement est plus rapide, peut être en lien avec un pouvoir de négociation plus fort. Cette différence d'indexation devient rapidement non significative.

Une hausse de TVA illustre ces différents canaux de transmission en proposant un choc réaliste à la fois en termes de prix et d'activité. À la suite de celle-ci, le pouvoir d'achat du revenu salarial de l'ensemble des salariés serait affecté à court terme, mais toucherait relativement moins les cadres et les professions intermédiaires.

**Mots-clés** : catégorie socioprofessionnelle, emploi, salaires, TVA

---

## Impacts of Inflation and Business Cycle on Wages and Employment Broken Down by Socioprofessional Categories

### Abstract

This study focuses on a possible heterogeneity in short term adjustments of employment and wages to shocks, depending on the Socioprofessional Categories. Employment and wage series stemming from the French administrative "Déclarations Annuelles de données sociales (DADS)" database and the French National Accounts are split into four main categories. According to our study, the adjustment to an output shock would mainly affect employment volumes for the less skilled labour (blue-collar and employees) while for executives and intermediate professions an output shock would rather impact wages in the very short term, presumably because of the variable component of their compensation. However, facing a price shock, executives would be less affected in a very short term because their wages adjust faster to inflation, which might be linked to a stronger bargaining power. This gap in indexations among SCs turns out to be non-significant in the short-middle term.

An increase in VAT illustrates these different channels by offering an impact both in terms of price and activity. Following such a shock, the purchasing power of all employees would be affected in the short term, but executives and intermediate professions to a slightly lesser extent.

**Keywords**: Professions and Socioprofessional Categories, Employment, Wages, VAT

**Classification JEL** : E24, H22, J31

## Sommaire

Introduction .....	5
I - Évolution de l'emploi et des salaires par CS depuis 1985 .....	6
<i>I.1 Depuis 1985, l'emploi salarié se reconfigure au profit des cadres et professions intermédiaires .....</i>	<i>6</i>
<i>I.2 Depuis 1985, le salaire des ouvriers a été légèrement plus dynamique que celui des autres catégories socioprofessionnelles .....</i>	<i>7</i>
II - L'emploi des moins qualifiés est plus sensible au cycle économique.....	14
<i>II.1 La demande d'emploi par CS obéit aux mêmes déterminants économiques.....</i>	<i>14</i>
<i>II.2 ...mais l'importance de ceux-ci, notamment le coût du travail et le cycle économique, diffère... ..</i>	<i>14</i>
<i>II.3 ...ce que confirme l'analyse économétrique.....</i>	<i>16</i>
III - Suite à un choc conjoncturel, les salaires des cadres s'ajustent plus rapidement.....	19
<i>III.1 Les déterminants des salaires selon les CS sont proches... ..</i>	<i>19</i>
<i>III.2 ...mais ils ont un effet différencié.....</i>	<i>19</i>
IV - Effet d'un choc de TVA sur l'emploi et les salaires selon la CS.....	25
<i>IV.1 Les modèles macroéconomiques usuels offrent une lecture de l'impact d'un choc de TVA homogène d'un point de vue qualitatif mais dont les ordres de grandeur peuvent différer sensiblement.....</i>	<i>25</i>
<i>IV.2 Effet d'un choc de TVA sur l'emploi et les salaires selon la CS .....</i>	<i>26</i>
Conclusion.....	29
Bibliographie .....	31
Annexe 1 : adéquation des modèles aux séries observées .....	33
Annexe 2 : Spécifications économétriques pour les équations d'emploi .....	34
Annexe 3 : Estimations supplémentaires sur les équations de salaire	35

## Introduction

Depuis le milieu des années 1980, les dynamiques de l'emploi et des salaires en France par catégorie socioprofessionnelle (CS) sont contrastées. L'emploi des cadres affiche une croissance (3,6 % en rythme annuel moyen) deux fois supérieure à l'emploi des professions intermédiaires (1,8 %), lui-même croissant deux fois plus vite que l'emploi des employés (0,5 %). Seul l'emploi des ouvriers recule sur la période (-0,2 %) du fait du poids décroissant de l'industrie en France. Les croissances des salaires nominaux ont été beaucoup moins hétérogènes, de 2 à 3 % de hausse en moyenne par an quelle que soit la catégorie de salariés. Ces différences sont aussi présentes d'un point de vue conjoncturel avec des variabilités de l'emploi et des salaires différentes selon la catégorie de salarié.

Si des modifications structurelles de l'économie française permettent d'expliquer certaines tendances depuis le milieu des années 1980 comme la tertiarisation de l'économie, son ouverture à la concurrence internationale ou la hausse de la part des diplômés dans la population active, l'étude propose de mettre en exergue les déterminants de court terme aussi bien de la croissance de l'emploi que de celle des salaires selon la catégorie socioprofessionnelle.

Un premier travail consiste à produire des séries chronologiques homogènes depuis 1985 d'emploi et de salaire par catégorie socioprofessionnelle. Les déclarations annuelles de données sociales ont été mobilisées car elles présentent l'avantage de donner une idée précise aussi bien en termes d'emploi que de salaire et constituent une source d'information privilégiée dans la construction des agrégats macroéconomiques délivrés par la comptabilité nationale. De fait, les parts respectives d'emploi et de salaire des différentes CS d'après les DADS sont *in fine* appliquées aux grandeurs tirées des comptes nationaux trimestriels.

Une deuxième partie reproduit les modélisations usuelles de demande d'emploi et de formation des salaires. Ces modélisations permettent de mieux appréhender le rôle des principaux déterminants, à savoir l'activité et le coût du travail pour l'emploi, l'inflation et le chômage pour les salaires. Face à un choc d'activité négatif, l'emploi des ouvriers et des employés seraient les plus pénalisés à très court terme. En termes de salaires, les cadres seraient un peu plus sensibles à l'activité vraisemblablement en lien avec la partie variable de leur rémunération. À court terme, la pression exercée à la baisse sur les salaires par une hausse du chômage serait d'une ampleur similaire parmi les différentes catégories. Face à une hausse de l'inflation, le salaire des cadres s'ajusterait plus rapidement à très court terme, peut-être en lien avec un pouvoir de négociation plus fort. À court terme, ces différences d'indexation des salaires au prix s'amenuisent.

Ces différentes caractéristiques constituent autant de canaux permettant d'analyser en termes redistributifs l'impact de certaines mesures de politiques économiques. L'analyse d'une hausse de TVA est intéressante du fait de son impact aussi bien sur les prix que sur l'activité. Plusieurs mécanismes économiques expliquent que les pertes de pouvoir d'achat sont différenciées selon la catégorie socioprofessionnelle, ce que nos estimations confirment : le revenu salarial réel des cadres et des professions intermédiaires serait moins pénalisé à (très) court terme d'abord du fait d'une indexation au choc de prix plus rapide et ensuite du fait de l'impact du coût du travail sur le volume d'emploi des employés et des ouvriers.

## I - Évolution de l'emploi et des salaires par CS depuis 1985

Depuis 1985, l'emploi salarié présente des dynamiques différentes selon les caractéristiques des salariés. La concurrence internationale accrue et le progrès technique orientent l'activité en France vers des secteurs à forte valeur ajoutée, qui demandent davantage de capital humain. En parallèle, l'allongement de la durée moyenne d'études augmente la proportion de salariés diplômés. Au sein de l'emploi salarié global, un effet de structure est donc à l'œuvre. De manière plus conjoncturelle, la période 1985-2012 recouvre deux épisodes récessifs. Or, plusieurs études ont mis en évidence que tous les emplois ne sont pas aussi sensibles à la conjoncture. Askenazy et al. (2015) ont par exemple montré que le travail très diplômé réagit moins aux récessions et reprises que l'emploi moins diplômé, car les entreprises investissent davantage dans les premiers, en leur faisant participer à des projets de long terme par exemple.

Du côté de la dynamique des salaires, plusieurs facteurs sont à l'œuvre pour créer des disparités entre les salariés. D'abord, les salariés les plus modestes bénéficient de revalorisations automatiques qui suivent l'inflation à travers la revalorisation légale du Smic et ses effets de diffusion. Pour cette population, les mécanismes légaux garantissent des revalorisations qui se substituent à un pouvoir de négociation qu'on pourrait imaginer plus faible. En effet, les agents économiques diffèrent également par leur pouvoir de négociation dans le processus de revalorisation des salaires. Enfin, tous les salariés ne voient pas leur salaire dépendre de la même façon de l'activité économique. Certains cadres peuvent par exemple avoir une part variable de leur rémunération indexée sur les performances de l'entreprise.

Ces différences de fixation du volume d'emploi et du niveau des salaires dépendent de caractéristiques individuelles dont la catégorie socioprofessionnelle (CS) constitue une grille de lecture. L'analyse de ces grandeurs économiques par CS est opérée ici à l'aide des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) couplées aux séries délivrées des comptes nationaux (voir encadré 1).

### I.1 Depuis 1985, l'emploi salarié se reconfigure au profit des cadres et professions intermédiaires

L'essentiel des emplois salariés en France est ouvrier ou employé. Néanmoins, la période 1985-2012 voit apparaître la montée en puissance des professions intermédiaires et des cadres.

La croissance annuelle moyenne de l'emploi salarié sur la période 1985-2012 varie fortement d'une CS à l'autre, de 3,6 % pour les cadres à -0,2 % pour les ouvriers (cf. tableau 1 et graphique 1, ainsi que l'encadré 1 pour une description des séries utilisées). Des emplois d'ouvriers ont été détruits dès les années 1980, alors que les emplois d'employés connaissent une croissance, certes peu allante, sur l'essentiel de la période. Par contraste, les professions intermédiaires et surtout l'emploi des cadres sont montés en puissance dans l'emploi salarié total.

Ce phénomène de hausse de l'emploi des cadres et professions intermédiaires traduit la hausse des qualifications et des diplômes sur la période ainsi que l'orientation de l'économie française depuis les années 1980. Le progrès technique a également contribué à orienter la demande de travail vers les métiers d'expertise. Bien que connaissant des dynamiques moins allantes, le nombre d'employés progresse tendanciellement alors que celui des ouvriers est en légère décroissance, en lien avec la tertiarisation de l'économie. En contrepartie, la CS des ouvriers est de plus en plus constituée d'ouvriers qualifiés sur la

période, car l'externalisation des processus de production concerne essentiellement des tâches peu qualifiées<sup>1</sup>.

**Tableau 1 : croissance annuelle moyenne de l'emploi en équivalent temps plein selon la CS**

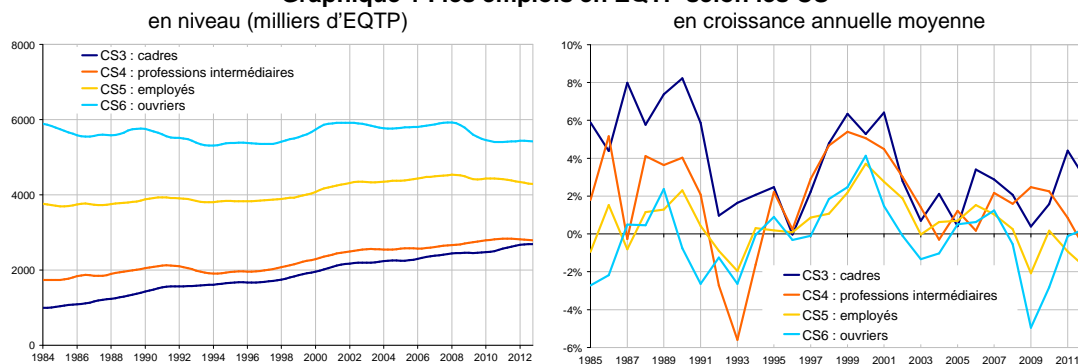
	1985-2012	dont...			
		1985-1989	1990-1999	2000-2008	2009-2012
CS 3 Cadres et professions intellectuelles supérieures	<b>3,6%</b>	6,3%	3,5%	2,9%	2,3%
CS 4 Professions intermédiaires	<b>1,8%</b>	2,9%	1,2%	2,1%	1,2%
CS 5 Employés	<b>0,5%</b>	0,4%	0,5%	1,4%	-1,2%
CS 6 Ouvriers	<b>-0,2%</b>	-0,3%	-0,3%	0,5%	-1,9%
Ensemble (Emplois salariés en EQTP issu des comptes nationaux)	<b>0,7%</b>	1,0%	0,6%	1,3%	-0,6%

**Source :** comptes nationaux, DADS, calculs des auteurs.

**Champ :** branches marchandes non agricoles (BMNA).

La croissance des emplois par CS dessine un même cycle, traduisant la sensibilité de tous les emplois à l'activité. Le profil affiche en particulier une dynamique commune de ralentissement sur la période récente. En revanche, la croissance des cadres est structurellement plus forte et résiste mieux à la crise de 2009 alors que celle des ouvriers est sujette à des creux importants en période de crise. Ces salariés paraissent particulièrement sensibles à la conjoncture.

**Graphique 1 : les emplois en EQTP selon les CS**



**Source :** comptes nationaux, DADS, calculs des auteurs.

**Champ :** branches marchandes non agricoles (BMNA).

## 1.2 Depuis 1985, le salaire des ouvriers a été légèrement plus dynamique que celui des autres catégories socioprofessionnelles

En moyenne sur la période, les cadres ont un salaire brut supérieur d'environ 75 % à celui des professions intermédiaires, qui est lui-même supérieur de 50 % au salaire des employés ou des ouvriers. Le basculement de la hiérarchie des salaires entre employés et ouvriers peut s'expliquer par l'amélioration qualitative des emplois ouvriers sur la période. La part des ouvriers qualifiés dans l'emploi s'est en effet maintenue sur l'ensemble de la période, alors que celle des ouvriers non qualifiés a chuté, ce qui se traduit par une hausse du salaire par tête de cette catégorie de salariés.

En comparaison aux dynamiques d'emploi, la croissance annuelle moyenne des salaires bruts nominaux par CS sur la période 1985-2012 est peu différenciée, de 2,0 % pour les professions intermédiaires à 3,0 % pour les ouvriers<sup>2</sup> (cf. tableau 2, graphique 3 et encadré 1 pour une description des séries utilisées). Après 2009, le salaire des cadres et des professions intermédiaires affiche un ralentissement plus marqué que celui des ouvriers et

<sup>1</sup> Des exemples sont les tâches de transport, ou l'entretien des sites de production. Selon l'enquête Emploi, la part des ouvriers qualifiés est quasiment stable sur la période autour de 15 %, alors que celle des ouvriers non qualifiés décroît, de 14 % à 7 %.

<sup>2</sup> Le différentiel de croissance des salaires peut paraître limité, mais il s'agit de taux moyens sur longue période. En cumulé, ils conduisent à des progressions de salaire moyen par CS fortement différenciées.

des employés. La composante variable de la rémunération des cadres et professions intermédiaires a pu baisser suite à la crise de 2009, notamment dans le secteur financier (cf. Chaput et al., 2015). Enfin, la dynamique des salaires des employés et ouvriers a pu être soutenue par un effet de structure lié à des destructions d'emploi concentrées sur les emplois les plus précaires et les moins bien rémunérés. Ce phénomène étant probablement présent en tendance avant la crise (cf. Audenaert et al., 2014).

**Tableau 2 : croissance annuelle moyenne des salaires bruts par équivalent temps plein selon la CS**

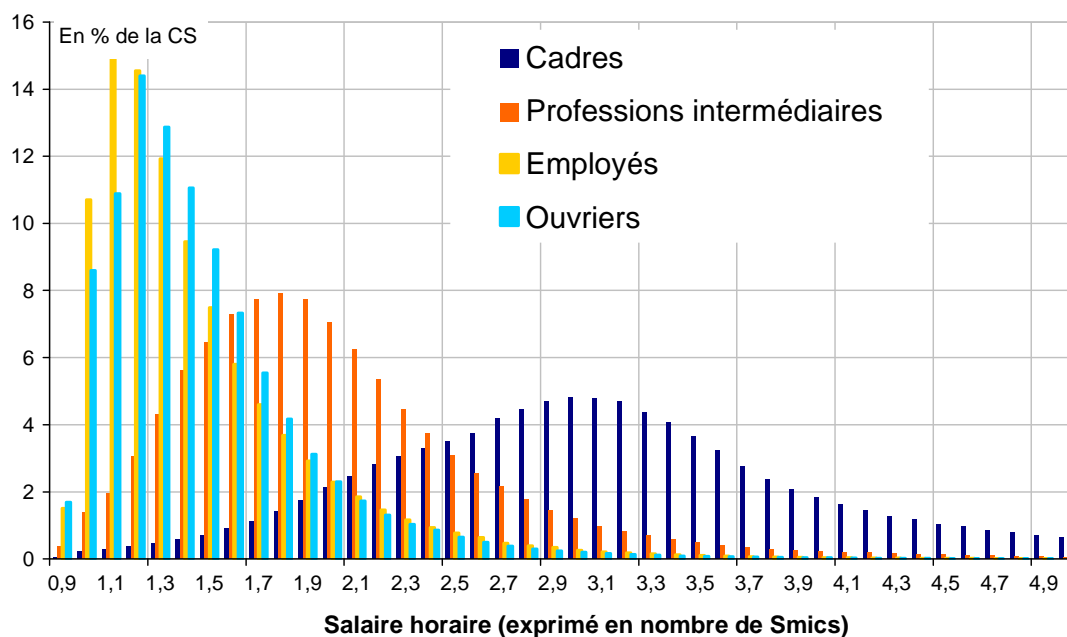
	1985-2012	dont...			
		1985-1989	1990-1999	2000-2008	2009-2012
CS 3 Cadres et professions intellectuelles supérieures	2,4%	3,7%	2,3%	2,5%	0,6%
CS 4 Professions intermédiaires	2,0%	3,0%	1,9%	2,3%	0,8%
CS 5 Employés	2,4%	3,0%	2,2%	2,5%	2,2%
CS 6 Ouvriers	3,0%	3,7%	2,8%	3,0%	2,6%
Ensemble (Salaire moyen par EQTP issu des comptes nationaux)	3,0%	4,4%	2,7%	3,0%	2,1%

**Source** : comptes nationaux, DADS, calculs des auteurs.

**Champ** : branches marchandes non agricoles (BMNA).

La différence de niveau des salaires moyens par CS masque une disparité importante des distributions des salaires au sein de chaque catégorie. Le graphique 2 permet de souligner qu'une proportion non négligeable d'ouvriers et d'employés est mieux rémunérée que certains salariés appartenant à la catégorie des professions intermédiaires, à âge donné. Les distributions de salaire des ouvriers et des employés sont assez proches, avec une large majorité de salaires bruts inférieurs à 1,6 Smic, ouvrant droit à des exonérations de cotisations sociales pour leur employeur. Les professions intermédiaires et surtout les cadres ont quant à eux des salaires beaucoup plus dispersés.

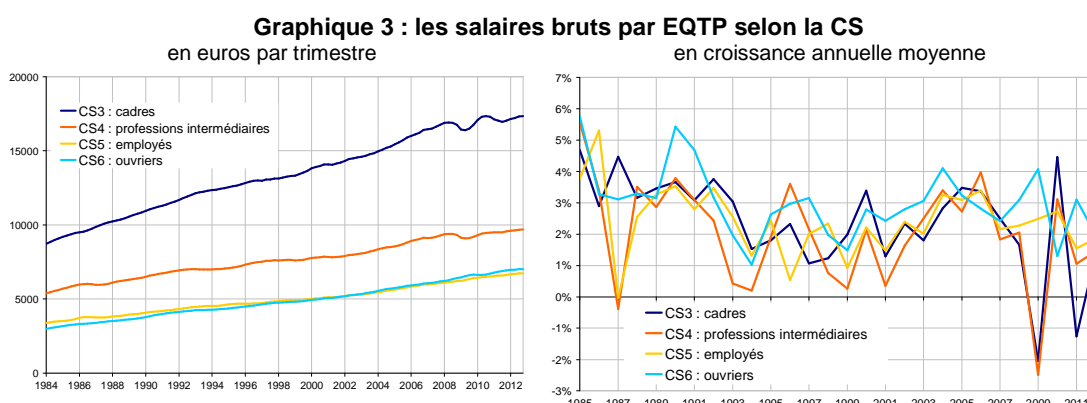
**Graphique 2 : Distribution des salaires bruts horaires au sein de chaque CS en 2012 pour les salariés de 35 à 40 ans.**



**Source** : DADS, validité 2012, calculs des auteurs.

**Champ** : Postes du secteur privé marchand, hors salariés des particuliers employeurs et postes annexes, occupés par des salariés âgés de 35 à 40 ans.

Le dynamisme des salaires des ouvriers et des employés peut surprendre, car on pourrait imaginer que les gains de productivité sont supérieurs pour les CS plus qualifiées, et que le salaire de ces CS devrait par conséquent croître plus vite. Pourtant, le dynamisme supérieur des bas salaires est corroboré par d'autres études. Charnoz, Coudin et Gaini (2013) établissent notamment que depuis 1990, les salaires réels des diplômés du supérieur sont soit stables soit en baisse alors que ceux des moins diplômés augmentent pour les jeunes (sortis depuis 1 à 4 ans du système scolaire) ou pour les moins jeunes (sortis depuis plus de 11 ans, cf. graphique 4). De plus, sont constatées la baisse de l'inégalité salariale mesurée par le rapport entre le 5<sup>e</sup> et le 1<sup>er</sup> décile de salaires et la quasi-stabilisation de l'inégalité salariale mesurée par le rapport entre le 9<sup>e</sup> et le 5<sup>e</sup> décile de salaires. Ceci indique en creux un moindre dynamisme des salaires des professions intermédiaires et, dans une moindre mesure, des salaires des cadres.

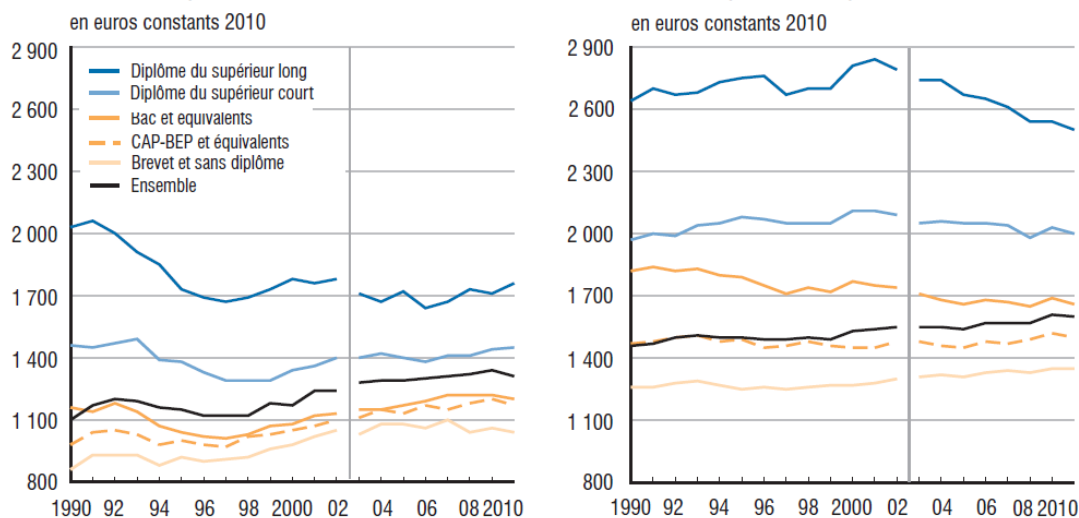


**Source :** comptes nationaux, DADS, calculs des auteurs  
**Champ :** branches marchandes non agricoles (BMNA)

La hausse continue du nombre de travailleurs qualifiés sur les trente dernières années a conduit à un accroissement important de l'offre de travail des cadres et des professions intermédiaires, qui aurait pu exercer une pression à la baisse sur leur salaire. L'évolution des taux de cotisations sociales salariales a également pu limiter la progression du salaire des cadres : le déplafonnement des cotisations sociales payées au titre des régimes AGIRC-ARRCO aurait pesé relativement plus sur leur salaire net. En parallèle, des coups de pouce au SMIC ont contribué, par leurs effets de diffusion, au dynamisme des bas salaires sur cette période.



**Graphique 4 : Salaire mensuel net médian des actifs selon le diplôme**  
Sortis depuis 1 à 4 ans de formation initiale



**Source :** Insee Références - Formations et emploi, fiche 2.7 de l'édition 2013.

Ces premières analyses descriptives sont quelque peu fragilisées par l'existence de rupture de séries, notamment suite à des modifications de codification des catégories socioprofessionnelles dans la source des DADS. L'encadré 1 revient en détail sur la principale source de données utilisée, les traitements effectués et permet ainsi d'explicitier ces fragilités.

### **Encadré 1 : Les DADS, une source administrative riche permettant d'avoir une photographie des salariés par qualification depuis près de trente ans**

#### **Base de données**

La base de données utilisée pour distinguer les salariés en fonction de leur catégorie socioprofessionnelle correspond aux DADS, déclaration administrative que renseigne chaque entreprise employant des salariés. Elle décrit les établissements dans lesquels ils ont travaillé, les caractéristiques des postes qu'ils ont occupés et les rémunérations correspondantes. Les DADS gérées par l'Insee rassemblent les informations issues de ces déclarations depuis 1967 pour un échantillon de la population française. Sur la période, les DADS couvrent l'ensemble du secteur privé non agricole, à l'exclusion des particuliers employeurs avant 2009, et une fraction croissante de la fonction publique. À partir de 1993, des fichiers exhaustifs sont disponibles ; avant cette date, le panel DADS est mobilisé et les deux sources sont mises en cohérence. Malgré un certain nombre de limites (*cf infra*), la source DADS a été préférée à l'enquête Emploi. D'abord, elle permet d'extraire une information cohérente sur les deux dimensions emploi et rémunération. Ensuite, elle est plus précise sur les rémunérations en raison de la nature des données (administrative *versus* enquête) et sur la connaissance des salaires net et brut. Enfin, l'approche retenue ici combine les DADS avec les séries agrégées de masse salariale des comptes nationaux, qui elles-mêmes s'appuient très largement sur la source DADS. Plus précisément, la structure en termes d'emploi et de salaire tirée des DADS est appliquée aux grandeurs macroéconomiques de la comptabilité nationale.

La connaissance de la catégorie socioprofessionnelle (CS) sur deux positions permet de constituer des catégories synthétiques. Quatre catégories sont retenues : les cadres, les professions intermédiaires, les employés et les ouvriers (*cf. tableau*), pour lesquelles sont construites des séries d'emploi en EQTP, de salaire moyen brut par EQTP et des taux de cotisation moyens par CS. Une cinquième CS résiduelle, qui regroupe les autres salariés, est également extraite. Le travail sur les données s'inspire de celui effectué par Cottet et *al.* (2012) sur la qualification des travailleurs en le prolongeant.

	Code CS à deux chiffres	Libellés
Cadres et professions supérieures (CS3)	3x	Cadres et professions intellectuelles supérieures
	73	Stagiaires des professions supérieures
Professions intermédiaires (CS4)	4x	Professions intermédiaires
	74	Stagiaires des professions intermédiaires
Employés (CS5)	5x	Employés
	71	Apprentis employés
	75	Stagiaires employés
Ouvriers (CS6)	6x	Ouvriers
	72	Apprentis ouvriers
	76	Stagiaires ouvriers
Autres (CS0)	Toute autre code de CS renseigné dans le champ étudié	Divers

#### **Champ retenu**

Le champ retenu se veut le plus proche possible du secteur privé. Il correspond donc aux salariés employés par les entreprises privées. Le pendant de la comptabilité nationale correspond aux branches marchandes non agricoles. À noter que les stagiaires et les apprentis sont également inclus dans l'analyse. Les salariés des particuliers employeurs, la fonction publique et les emplois agricoles, inclus tardivement dans les DADS, sont en revanche exclus de l'analyse afin de travailler à champ constant.

#### **Retraitements**

Les DADS sont sujettes à un certain nombre de ruptures qu'il convient de traiter :

- L'emploi EQTP n'est pas directement connu avant 1994 faute d'une variable renseignant le nombre d'heures travaillées.
- Plusieurs années sont manquantes. En 1983 et 1990, le panel n'existe pas. En 1993, le changement de nomenclature d'activité (passage de la NAP à la NAF) et de chaîne de production créent une rupture qui rend difficile l'exploitation de cette année.
- Une rupture majeure de nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles apparaît entre 1982 et 1983. Si cette nomenclature est ensuite stable sur la période (malgré une légère révision en 2003), son traitement par la chaîne de production des DADS a été révisé à plusieurs reprises, notamment en 2002, en 2009 et en 2011.

**La rupture de 2009** est corrigée en exploitant la déclaration de 2009 portant sur l'année précédente, ce qui permet de mesurer à périmètre constant la variation des parts d'emploi et de salaire entre 2008 et 2009. Plus précisément, la correction cherche à être cohérente à la fois entre les dimensions (i) emploi, masse salariale et masse de cotisations à la charge de l'employeur et (ii) également entre les CS. Elle consiste donc d'abord à transférer des emplois entre les cinq CS, de manière à aligner la variation de la part d'emploi par CS sur l'information délivrée par les DADS de 2009 sur l'année précédente. Une correction sur la masse salariale des CS est déduite à partir des effectifs transférés et d'un salaire moyen calculé comme la moyenne pondérée du salaire des CS concernées par la correction. Enfin, la correction sur la masse de cotisations employeurs est déduite de la correction sur la masse salariale en y appliquant un taux moyen de cotisation (moyenne pondérée des taux de cotisation des salariés concernés par la correction).

**La rupture de 2011** est corrigée de la même manière que celle de 2009, mais en exploitant l'enquête Emploi comme information extérieure sur la variation de la structure de l'emploi entre 2010 et 2011.

**La rupture de 2002** est également corrigée comme la rupture de 2009 sur la foi de la déclaration de 2002 portant sur l'année 2001, mais une correction additionnelle est apportée. En effet, les salaires bruts des DADS en 2002 sont calculés à partir de l'assiette CSG, plus large que l'assiette des cotisations sociales utilisée avant cette date. La masse salariale de toutes les CS augmente donc à cette date car elle intègre désormais l'intéressement, la participation et les congés payés (solde de tout compte), mais de manière différenciée. La masse salariale des cadres augmente logiquement plus fortement que celle des autres car ils sont plus concernés par ces rémunérations annexes. Un surcroît de correction sur la masse salariale est donc apporté, ainsi que son pendant sur la masse des cotisations.

**Le raccordement entre le panel DADS jusqu'en 1993 et les fichiers exhaustifs à partir de 1994** s'effectue par rétopolation. Les parts d'emploi, de masse salariale et de cotisations employeurs sont « ancrées » sur la part 1994 donnée par le fichier exhaustif. L'année 1992 du panel entrant en forte contradiction avec d'autres sources, notamment l'enquête Emploi, elle a été jugée fragile et n'a pas été utilisée. L'ancrage sur le panel est effectué sur la période 1991-1994 en déterminant le niveau de 1991 par l'application du taux de croissance 1991-1994 donné par le panel sur le niveau 1994 donné par le fichier exhaustif. Pour déterminer les années 1992 et 1993, un lissage est effectué en imputant ¼ de l'écart entre les années 1991 et 1994 à l'année 1992, puis ¾ de l'écart à l'année 1993. Le choix d'imprimer ce profil est motivé par la récession qu'a connue la France en 1993. L'hypothèse a ainsi été faite que l'essentiel des variations ont eu lieu cette année. La rétopolation de l'emploi EQTP avant 1994 s'appuie sur les variations de l'emploi en personnes physiques.

**L'année manquante 1990** est reconstituée par simple moyenne entre les grandeurs de 1989 et de 1991.

En raison de ces différentes ruptures et correction, l'information extraite des DADS privilégie les parts d'emploi, de masse salariale et de cotisations patronales des salariés par CS. Après trimestrialisation, ces parts sont appliquées aux grandeurs macroéconomiques délivrées par les comptes nationaux trimestriels de l'Insee que sont l'emploi, la masse salariale et la rémunération des branches marchandes non agricoles comme indiqué ci-après :

L'emploi EQTP, la masse salariale et les cotisations patronales par CS sont reconstitués conformément aux équation 1, 2 et 3 respectivement. Ensuite, le salaire brut et super brut par CS sont construits (cf. équations 4 et 5 respectivement) :

$$Emp_{CSi} = \text{part } Emp_{CSi}^{DADS} \times Emp^{CN} \quad (1)$$

$$MS_{CSi} = \text{part } MS_{CSi}^{DADS} \times MS^{CN} \quad (2)$$

$$CP_{CSi} = \text{part } CP_{CSi}^{DADS} \times CP^{CN} \quad (3)$$

où  $Emp^{CN}$  /  $MS^{CN}$  /  $CP^{CN}$  représentent l'emploi salarié / la masse salariale / les cotisations patronales des branches marchandes non agricoles en EQTP tirés de la comptabilité nationale, et  $\text{part } Emp_{CSi}^{DADS}$  /  $\text{part } MS_{CSi}^{DADS}$  /  $\text{part } CP_{CSi}^{DADS}$  représentent la part que la CS  $i$  représente dans l'emploi salarié / la masse salariale / la masse des cotisations patronales nette d'exonérations dans la source retraitée des DADS.

$$Wb_{CSi} = MS_{CSi} / Emp_{CSi} \quad (4)$$

$$Wsb_{CSi} = (MS_{CSi} + CP_{CSi}) / Emp_{CSi} \quad (5)$$

où  $W(s)b_{CSi}$  représente le salaire (super) brut en équivalent temps plein de la CS  $i$ .

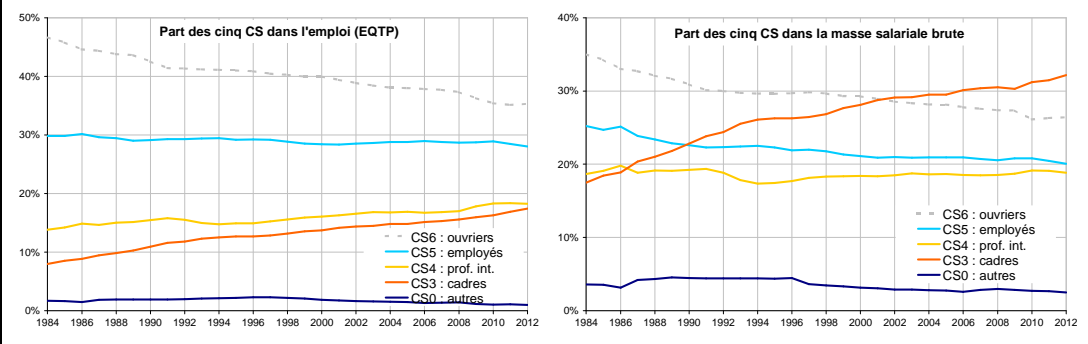
Le graphique E1 illustre les parts d'emploi et de masse salariale par CS après retraitements. Des suspensions de rupture demeurent, notamment pour l'année 1986 mais celle-ci n'est pas documentée.

### Fragilité des séries

Malgré le travail de correction des ruptures de série, les données construites restent fragiles, notamment au voisinage des années en question. Les années concernées, visibles dans les graphiques 1 et 3, se concentrent essentiellement en début de période (1986-1987 notamment) et en fin de période (2009-2011).

Ces différentes fragilités justifient que des régressions supplémentaires soient menées pour vérifier la robustesse des résultats économétriques. Ces régressions seront réalisées sur la période 1988-2008 et permettront de qualifier la robustesse des résultats mis en exergue sur l'ensemble de la période d'étude (1985-2012).

**Graphiques E1 : part d'emploi (EQTP) et de masse salariale brute selon la CS**



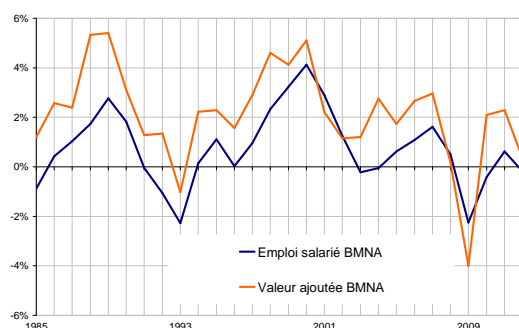
## II - L'emploi des moins qualifiés est plus sensible au cycle économique

### II.1 La demande d'emploi par CS obéit aux mêmes déterminants économiques...

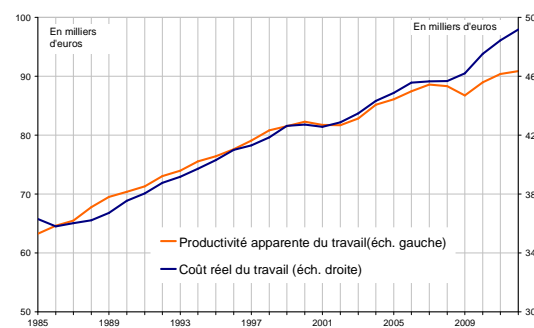
Pour modéliser la demande agrégée d'emploi, les déterminants usuellement retenus sont l'activité, approchée par la valeur ajoutée, et le coût réel du travail. L'emploi et la valeur ajoutée évoluant de manière similaire (cf. graphique 5), le comportement de long terme de l'emploi est essentiellement déterminé par la productivité du travail et son coût réel. La productivité apparente du travail (correspondant au ratio '*valeur ajoutée en volume / emploi*') est supposée croître tendanciellement du fait du progrès technique : la hausse de la productivité permet de produire davantage à emploi donné. Par un effet de substitution, la demande d'emploi dépend négativement de son coût.

**Graphique 5 : principaux déterminants de l'emploi**

a : Emploi et valeur ajoutée (en croissance annuelle)



b : Productivité et coût réel du travail (en niveau)



**Source** : comptes nationaux trimestriels, calculs des auteurs.

**Champ** : branches marchandes non agricoles (BMNA).

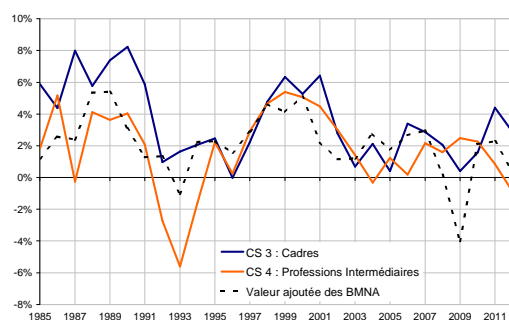
À court terme, le volume d'emploi dépend de la situation conjoncturelle, captée par les variations de la valeur ajoutée en volume. Pour tenir compte de l'existence d'un cycle de productivité, des variables retardées sont ajoutées à la modélisation de la dynamique à court terme.

### II.2 ...mais l'importance de ceux-ci, notamment le coût du travail et le cycle économique, diffère...

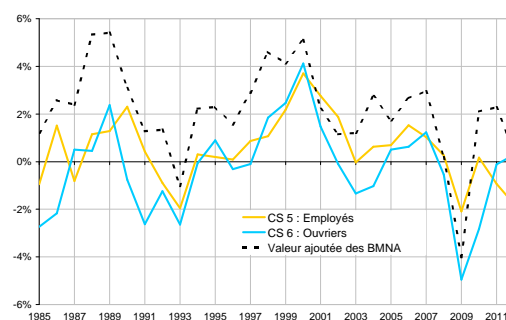
Une littérature récente s'est intéressée à l'hétérogénéité des comportements d'emploi au cours du cycle économique (voir par exemple Ball, Leigh et Loungani -2013- pour une comparaison internationale de la loi d'Okun, ou Cairo et Cajner -2014- pour une comparaison selon les caractéristiques des salariés). D'après ces études, le degré de sensibilité des différents types d'emploi à l'activité diffère. En effet, les salariés les plus diplômés sont moins touchés par les retournements conjoncturels que la moyenne, notamment parce qu'ils participent à des projets de long terme au sein de leur entreprise et que celles-ci investissent davantage de capital sur les salariés les plus diplômés (voir Askénazy et al., 2015). Cette littérature est cohérente avec le constat que lors des récessions, les emplois les moins productifs sont les plus touchés. Confronter la variation de l'emploi par CS avec la croissance économique permet de souligner que les emplois moins qualifiés (ouvriers et employés, ici) fluctuent davantage que les emplois de cadres au gré de la conjoncture (cf. graphique 6). Malgré tout, la croissance annuelle des emplois par CS dessine un même cycle, traduisant une sensibilité de tous les emplois à l'activité.

### Graphique 6 : Croissance en moyenne annuelle de l'emploi selon la CS et de la valeur ajoutée

Cadres et professions intellectuelles supérieures (CS 3) et Professions intermédiaires (CS4)



Employés (CS 5) et Ouvriers (CS 6)



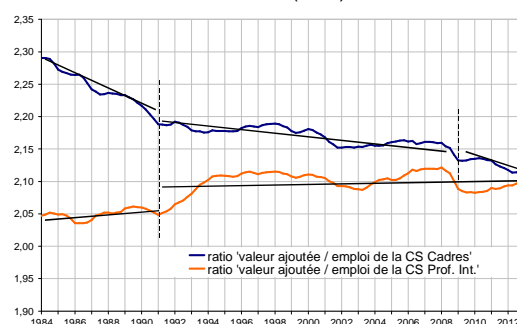
**Source** : comptes nationaux trimestriels et DADS, calculs des auteurs

**Champ** : branches marchandes non agricoles (BMNA)

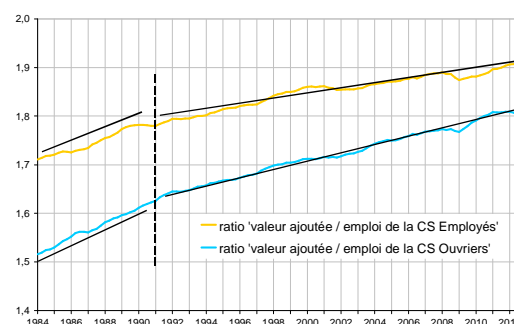
L'étude de l'emploi par CS se heurte néanmoins à une difficulté conceptuelle : il n'existe pas de mesure de productivité des CS. Dès lors, la modélisation du long terme des équations d'emploi par CS avec la valeur ajoutée de l'ensemble des branches marchandes non agricoles prend un sens différent de l'équation de productivité usuelle pour modéliser le long terme des équations d'emploi agrégées d'une économie. La tendance entrant dans le long terme des équations d'emploi des différentes CS présente des profils très différents (cf. graphique 7). La baisse du ratio 'valeur ajoutée/emploi des cadres' reflète en partie la baisse du coût relatif des cadres.

### Graphique 7 : ratios 'valeur ajoutée / emploi selon la CS' (en log)

Cadres et professions intellectuelles supérieures (CS 3) et Professions intermédiaires (CS4)



Employés (CS 5) et Ouvriers (CS 6)



**Source** : comptes nationaux trimestriels et DADS, calculs des auteurs.

**Champ** : branches marchandes non agricoles (BMNA).

**Note** : La tendance de long terme correspond au rapport entre la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles en volume et l'emploi selon la CS.

Sans mesure de productivité par CS, il est plus difficile de mener une analyse graphique du lien entre coût du travail (efficace) et emploi. Pour autant, la littérature s'accorde sur le fait que l'élasticité de la demande de travail à son coût est décroissante avec le niveau de rémunération<sup>3</sup>. Dans ces conditions, un choc sur le coût du travail devrait théoriquement avoir davantage d'impact sur l'emploi des ouvriers et des employés que sur celui des cadres ou des professions intermédiaires.

<sup>3</sup> Le profil d'élasticité nettement décroissant est utilisé dans les maquettes de marché du travail (voir Bock et al. (2015) sur la maquette Matis) et dérive d'études sur données françaises : voir notamment Cahuc et Carcillo (2012), Kramarz et Philippon (2001) et Gianella (1999).

### II.3 ...ce que confirme l'analyse économétrique

Les estimations économétriques synthétisées dans le tableau 3 et le calcul des fonctions de réponse présentées dans le graphique 8 précisent l'analyse graphique. La qualité de représentation des modèles est présentée en annexe 1, ainsi que l'ensemble des régressions dans l'annexe 2.

**Le principal déterminant de l'emploi est l'activité.** Une variation de la valeur ajoutée a un effet sur l'emploi pour toutes les catégories socioprofessionnelles. À long terme, une hausse pérenne de l'activité de 1 % se traduit par une croissance de l'emploi de toutes les CS de 1 % également, conformément à l'hypothèse de modélisation retenue<sup>4</sup>. Conformément à l'existence d'un cycle de productivité, l'emploi s'ajuste avec retard au choc d'activité pour toutes les CS. Ce retard est fonction de la catégorie : les emplois ouvriers sont plus réactifs que ceux des employés, eux-mêmes plus sensibles à l'activité que ceux des professions intermédiaires et enfin des cadres. Ainsi un choc d'activité se transmet très rapidement sur l'emploi des ouvriers et, dans une moindre mesure, des employés. L'emploi réagit plus faiblement pour les professions intermédiaires, voire seulement avec retard pour les cadres.

**Tableau 3 : Spécifications économétriques pour les équations d'emploi par CS**

	Ensemble de l'économie	CS 3 : cadres	CS 4 : Professions Intermédiaires	CS 5 : Employés	CS6 : Ouvriers
$\Delta e_{c,t-1}$	0,683*** (14,8)	0,763*** (16,9)	0,856*** (22,4)	0,640*** (11,4)	0,696*** (19,1)
$\Delta va\_bmna_t$	0,171*** (7,17)	-	0,078* (1,83)	0,147*** (5,06)	0,217*** (7,65)
$e_{c,t-1} - (va\_bmna_{t-1} + \alpha \times cw_{c,t-1})$	-0,046 (-3,71)	-0,086 (-5,94)	-0,031 (-4,61)	-0,046 (-3,88)	-0,111 (-6,33)
$\alpha$	-0,20 (c)	-0,00 (c)	-0,00 (c)	-0,25 (c)	-0,20 (c)
Tendance1	-0,0003 (-3,71)	0,0006 (4,91)	-0,0003 (-3,94)	-0,0004 (-3,72)	-0,0011 (-6,14)
Tendance 2	0,0002 (3,54)	-0,0005 (-4,53)	0,0002 (3,60)	0,0002 (3,38)	0,0006 (5,86)
Tendance 3	-	0,0003 (2,81)	-	-	-
SER	0,0013	0,0024	0,0026	0,0017	0,0016
R <sup>2</sup> ajusté // DW	89,4 % // 1,95	86,5 % // 1,13	86,3 % // 1,13	81,7 % // 1,48	90,9 % // 1,52
Période d'estimation	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4

La significativité des coefficients est évaluée à 1 % (\*\*\*) , 5 % (\*\*) et 10 % (\*). Les statistiques de Student sont données entre parenthèses. La significativité des variables de long terme ne s'apprécie pas par les statistiques usuelles. Tous les éléments retenus dans la relation de long terme sont statistiquement significatifs.

<sup>4</sup> Ceci découle directement de la contrainte unitaire imposée entre l'emploi et la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles dans la relation de long terme des équations d'emploi par CS.

## Encadré 2 : Déterminants macroéconomiques de l'emploi et stratégie d'estimation

### Déterminants théoriques de l'emploi

Pour la demande agrégée d'emploi, les déterminants sont usuellement la valeur ajoutée en volume et le coût réel du travail. À long terme, l'emploi est déterminé par la productivité du travail et son coût réel. À court terme, le volume d'emploi dépend de la situation conjoncturelle, captée par les variations de la valeur ajoutée en volume et décrivant un cycle dit « de productivité », qui illustre l'ajustement habituellement retardé de l'emploi à un choc d'activité.

Pour adapter cette modélisation à des emplois hétérogènes, les interactions entre les différents types d'emploi doivent être modélisées. Dans un cadre théorique simple avec plusieurs types de travailleurs entrant dans une fonction de production de type CES à facteurs imbriqués, les différents types d'emploi sont substituables (voir Befy et L'Angevin, 2005 pour une exposition du cadre théorique dans le cas de deux facteurs de production travail qualifié et travail non qualifié). Chaque équation d'emploi par CS a donc été estimée dans un premier temps avec un terme de coût relatif du travail, défini comme le rapport entre le coût du travail de l'ensemble de l'économie au coût du travail de la CS considérée ( $CW - CW_{CS}$ ), dans le long terme en plus du coût du travail spécifique à la CS ( $CW_{CS}$ ). Théoriquement, une hausse du coût relatif du travail doit créer des emplois dans la CS considérée par un effet de substitution. En pratique, cette variable s'étant systématiquement révélée non-significative (voire de mauvais signe), elles n'ont pas été présentées dans les tableaux.

De plus, adopter une modélisation d'emploi par CS pose également un problème d'interprétation, car il n'est pas possible de déterminer une valeur ajoutée par CS. Retenir dans les spécifications une indexation unitaire de l'emploi par CS sur la valeur ajoutée agrégée est un choix par défaut qui ne traduit pas une stricte équation de productivité à long terme.

Les estimations économétriques de l'emploi agrégé retiennent une efficacité sous la forme d'une tendance coudée dont la rupture est située au début des années 1990 (voir par exemple Klein et Simon, 2010, et Argouarc'h et al, 2010 sur données françaises). Ce choix améliore la qualité des estimations en rendant compte de modifications structurelles qui ont permis d'enrichir la croissance en emploi en France sur cette période. Dans la stratégie proposée ici, la date retenue pour cette première rupture correspond au premier trimestre de 1991 (variable *Tendance 2*). La modélisation sur la période 2009-2012 peut être difficile aussi, car l'emploi a davantage résisté qu'attendu (ou, en corollaire, la productivité a de nouveau baissé). Un troisième coude à partir du premier trimestre de 2009 a donc été ajouté (variable *Tendance 3*), mais ne se révèle pas systématiquement significatif. La tendance de long terme autour de laquelle l'emploi de chaque CS fluctue est donc modélisée par une tendance à une ou deux ruptures, et dont les pentes sont estimées librement.

### Stratégie d'estimation de l'emploi et tests de robustesse

Les équations d'emploi sont estimées sous la forme :

$$(1) \quad \Delta e_{c,t} = a + b \times \Delta e_{c,t-1} + \sum_{i=0}^4 c_i \times \Delta va_{t-i} + \sum_{i=0}^4 d_i \times \Delta cwr_{c,t-i} \\ + \mu \times (e_{c,t-1} - va_{t-1}) + \mu_{cwr} \times cwr_{c,t-1} + \mu_{t1} \times tend1 + \mu_{t2} \times tend91 + \mu_{t3} \times tend09$$

où  $e_c$  représente l'emploi en équivalent temps plein de la CS  $c$  (en log).  $va$  correspond à la valeur ajoutée des branches marchandes non agricoles (en log), et  $cwr_c$  correspond au coût réel du travail pour la CS  $c$  (en log), défini comme le salaire moyen super brut par EQTP de la CS déflaté par les prix de valeur ajoutée. L'estimation s'effectue en une étape sur la période 1985T1-2012T4, avec une relation unitaire imposée entre l'emploi et la valeur ajoutée en niveau. Le ratio des coefficients  $\mu_3$  et  $\mu$  permet d'identifier l'élasticité  $\alpha$  (défini comme  $-\mu_3 / \mu$ ) du travail à son coût, qui doit théoriquement être négative. La même spécification est menée sur l'ensemble de l'emploi salarié total des branches marchandes non agricoles, de manière à obtenir un point de comparaison avec l'effet moyen.

Dans un deuxième temps, la même estimation est menée sur la sous-période 1988T1-2008T4. Cette nouvelle estimation, sans les périodes où les données sont identifiées comme fragiles (cf *supra*, encadré 1), permet de vérifier la robustesse des spécifications. On identifie à nouveau l'élasticité du travail à son coût sur cette sous-période.

Enfin, une troisième estimation sur l'ensemble de la période 1985T1-2012T4 est menée, et dans laquelle l'impact à long terme du coût du travail est calibré avec un pas de 0,05. Cette calibration, qui repose sur les résultats de la libre estimation des étapes 1 et 2, est une adaptation de la procédure d'Ericsson et MacKinnon (2002). Elle cherche en effet à maximiser la robustesse de la relation de long terme (maximisation de la statistique de Student de la force de rappel) écrite sous sa forme structurelle :  $e_{c,t+1} - (va_{t+1} + \alpha \times cwr_{c,t+1})$ . La calibration doit également être cohérente avec les résultats usuels de la littérature : l'emploi peu qualifié doit être plus sensible à son coût que l'emploi qualifié. En pratique, l'élasticité de l'emploi des professions intermédiaires à son coût était la seule qui

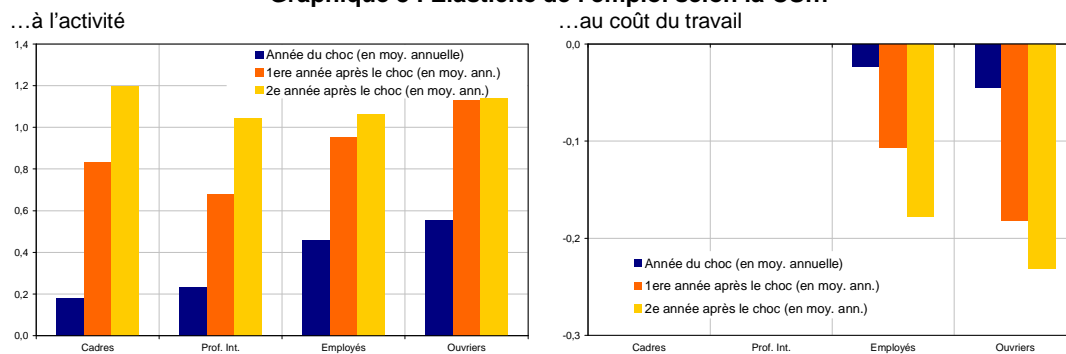


contrevenait à ce résultat. Elle a donc été contrainte à 0, d'autant plus que, estimée sur la sous-période de robustesse, l'élasticité de l'emploi à son coût devenait non significative.

Toutes les relations de long terme sont statistiquement acceptées d'après les tabulations fournies par Banerjee et al. (1998), avec une contrainte unitaire entre la valeur ajoutée globale et l'emploi par CS.

Le **coût du travail** a un effet limité dans l'équation d'emploi agrégé, et apparaît peu significatif dans les estimations par CS. En effet, l'élasticité du travail à son coût pour l'emploi total des branches marchandes non agricoles est de l'ordre de -0,2 et est robuste à son estimation sur la sous-période 1988-2008. Concernant les équations par CS, l'élasticité estimée n'est pas robuste car elle varie de manière substantielle selon la période d'estimation (voir annexe 2). Ce paramètre a donc été calibré pour chacune des CS, de manière à rendre la force de rappel la plus significative possible tout en imposant une gradation conforme aux résultats usuels tirés de la littérature. En définitive, l'emploi peu qualifié (ouvriers et employés) apparaît sensible au coût du travail : une hausse de 1 % de celui-ci détruirait des emplois employés des emplois ouvriers (environ -0,2 % pour les deux CS à deux ans). L'emploi des cadres et des professions intermédiaires, dans la modélisation retenue, serait pour sa part inélastique au coût du travail. De tels ordres de grandeur sont cohérents avec l'élasticité estimée sur l'emploi agrégé, mais sont sensiblement inférieurs aux résultats usuels sur données françaises, qui font état d'une élasticité moyenne du travail à son coût comprise entre -0,3 (Plane, 2012) et -0,5 (Klein et Simon, 2010).

**Graphique 8 : Élasticité de l'emploi selon la CS...**



**Note de lecture :** suite à un choc d'activité de 1%, l'impact de ce choc sur l'emploi des cadres et des professions intermédiaires est d'environ 0,2 % l'année du choc contre un peu plus de 0,4 % pour les employés et un peu moins de 0,6 % pour les ouvriers.

**Source :** calculs des auteurs.

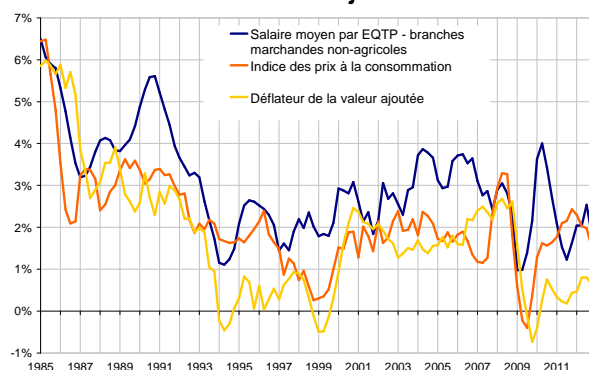
### III - Suite à un choc conjoncturel, les salaires des cadres s'ajustent plus rapidement

Cette partie présente les principaux déterminants économiques des salaires, puis étudie leur sensibilité à ces déterminants selon les catégories socioprofessionnelles.

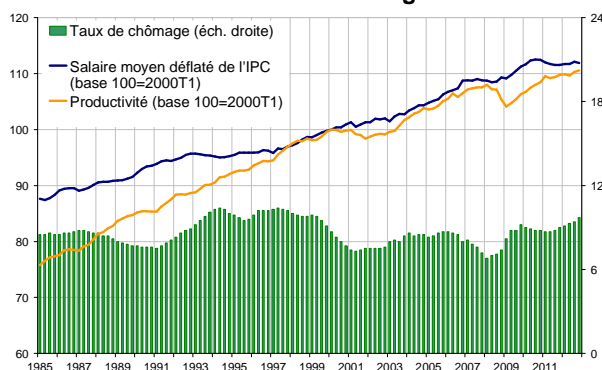
#### III.1 Les déterminants des salaires selon les CS sont proches...

Les salaires ont une dynamique un peu plus allante que l'indice des prix à la consommation (cf. graphique 9a), signe des gains de productivité enregistrés sur la période. Les différences entre le salaire réel et la productivité du travail sont à mettre en relation avec l'évolution du chômage (cf. graphique 9b) : de 1990 à 1996, la moindre dynamique des salaires est concomitante avec la hausse du chômage ; sur la période 1997-2002, l'évolution inverse est observée.

**Graphique 9a : Salaire nominal brut, IPC et déflateur de la valeur ajoutée**



**Graphique 9b : Salaire réel, productivité apparente du travail et chômage**



**Source :** comptes nationaux et enquête emploi, calculs des auteurs.

**Champ :** branches marchandes non agricoles (BMNA).

Par ailleurs, les fortes variations de taux de cotisations (hausse tendancielle des taux de cotisation jusqu'en 1993, allègements ciblés des cotisations employeurs à partir de 1993, substitution de la CSG aux cotisations à la charge des salariés à la fin des années 1990, etc.) ont pu être partiellement répercutées sur les salaires bruts. Enfin, la différence entre les prix de consommation et les prix de valeur ajoutée (« termes de l'échange intérieur ») crée un conflit d'objectif entre le salarié et l'employeur sur le prix de référence à considérer. Lorsque le prix de consommation augmente plus vite que le prix de valeur ajoutée, les salariés demandent une hausse de salaire nominal de sorte à maintenir (*a minima*) leur pouvoir d'achat, ce qui accroît le coût du travail calculé à partir du prix de valeur ajoutée et pénalise le taux de marge de l'entreprise.

#### III.2 ...mais ils ont un effet différencié

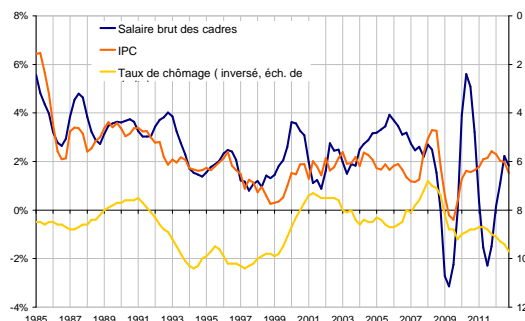
La représentation de l'évolution des salaires selon la CS rapportée à la dynamique des prix (inflation) et au taux de chômage (cf. graphique 10) appelle plusieurs commentaires :

- les salaires évoluent de manière relativement proche de l'inflation, une accélération ou un ralentissement des prix se manifeste par une évolution assez semblable des salaires ;
- il y a peu de différences entre le niveau de croissance des salaires et l'inflation pour les cadres, les professions intermédiaires et les employés ;
- les mouvements brusques des salaires, notamment autour des périodes 1986-87 et 2009-11, sont à mettre en relation avec la source de données utilisée (cf. encadré 1). Sur la période récente, les DADS ont connu une modification structurelle que la correction apportée n'a pu que faiblement corriger.

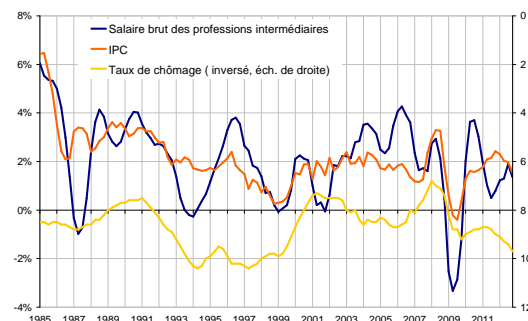
Abstraction faite des deux périodes fragiles, un lien négatif semble apparaître assez clairement entre la croissance des salaires d'une part et le taux de chômage d'autre part.

### Graphiques 10 : glissement annuel du salaire brut, de l'IPC et du taux de chômage selon la CS

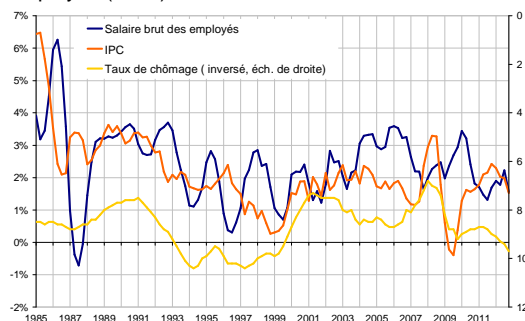
Cadres et professions intellectuelles supérieures (CS 3)



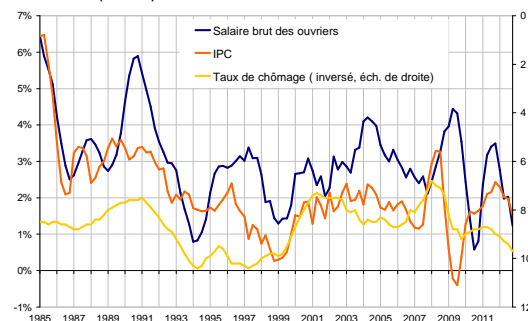
Professions intermédiaires (CS 4)



Employés (CS 5)



Ouvriers (CS 6)



**Source** : comptes nationaux trimestriels et DADS, calculs des auteurs

**Champ** : branches marchandes non agricoles (BMNA)

**Note** : le taux de chômage agrégé est présenté sur l'échelle de droite avec une échelle inversée. Une hausse correspond à une baisse du taux de chômage.

Cette analyse graphique est confirmée par les estimations économétriques (*cf.* spécifications obtenues dans le tableau 4 et le calcul des élasticités présentées dans le graphique 11). La qualité de représentation des modèles est présentée en annexe 1 et l'ensemble des estimations apparaît dans l'annexe 3.

### Face à un choc inflationniste, les salaires seraient sous-indexés pour l'ensemble des CS, surtout ceux des employés et des ouvriers à très court terme

À très court terme, la réponse des salaires à un choc inflationniste serait différenciée, plus forte pour les cadres et les professions intermédiaires que pour les autres catégories de salariés. À deux ans, les différences seraient nettement plus faibles, avec une ampleur de la réponse comprise entre 0,3 % et 0,5 % en fonction des CS, ce qui révèle une nette sous-indexation des salaires nominaux de l'ensemble des salariés à cet horizon.

Les salariés seraient donc victime d'illusion monétaire à court terme. L'hypothèse d'indexation unitaire des salaires bruts a été testée et systématiquement rejetée pour toutes les CS. Un tel résultat est un fait documenté dans la littérature économique. Ralle et Toujas-Bernate (1990) ont mené un travail économétrique visant explicitement à tester une éventuelle rupture d'indexation des salaires sur les prix, et la datent du milieu de l'année 1983. Selon les auteurs, l'explication de ce phénomène est d'ordre institutionnel : le mode de revalorisation des salaires à partir de cette date ne s'effectue plus selon l'inflation constatée, mais selon une norme d'inflation future qui s'est en général avérée inférieure à l'inflation constatée. D'une indexation unitaire avant 1983, l'indexation serait passée à environ deux-tiers. Ce phénomène d'indexation partielle a également été mis en évidence par Heyer et al. (2000). L'abandon d'une modélisation des salaires parfaitement indexés aux

prix à long terme est même acté par certains modèles macroéconométriques français (voir Chauvin et al., 2002 pour le modèle *e-mod.fr* de l'OFCE notamment).

Pour étayer ce résultat, plusieurs estimations complémentaires ont été effectuées :

- D'abord, la sous-indexation au prix du salaire de l'ensemble des branches marchandes non agricoles est confirmée tandis que celle du Smic est rejetée. La même stratégie d'identification est testée (i) sur le salaire moyen par équivalent temps plein de l'ensemble des branches marchandes non agricoles et (ii) sur le Smic (cf. annexe A3-1). Pour le salaire moyen de l'ensemble des salariés, l'estimation menée sur la période 1985T2-2012T4 corrobore la sous-indexation (0,6). Pour le Smic en revanche, la même stratégie d'estimation que celle retenue pour les salaires fait part d'une indexation un peu supérieure mais non significativement différente de l'unité. Ces régressions mettent en évidence qu'à court terme, un choc d'inflation n'est pas transmis intégralement sur les salaires, sauf pour ceux qui sont directement liés au Smic.
- Ensuite, l'ampleur de la sous-indexation varie selon la période d'estimation. Deux autres périodes sont testées : une période plus longue entre 1981 et 2012 et une période plus courte correspondant à la période retenue pour le test de robustesse, à savoir 1988-2008 (cf. annexe A3-1 et A3-2). La sous-indexation des salaires au prix prévaut bien que dans une moindre ampleur dans les deux cas, de 0,1 à 0,2 point de pourcentage pour l'ensemble des salariés. De même, la sous-indexation pour les différentes catégories socioprofessionnelles est moins marquée sur la période 1988-2008.
- Enfin, l'ampleur de la sous-indexation varie selon les déterminants présents dans la spécification. La présence de déterminants additionnels des salaires, tels la productivité ou le coin *fiscalo-social*, est concurrente du fait d'une légère colinéarité avec les variables d'inflation et de chômage. Les spécifications enrichies qui intègrent une variable de productivité et des variables fiscalo-sociales présentent ainsi un degré d'indexation des salaires au prix un peu moindre, d'environ 0,1 point de pourcentage (cf. tableau 4 et annexe A3-3).

Il ressort donc de cet ensemble de vérifications que les salaires sont indexés de manière infra-unitaire à l'inflation. Statistiquement, la différence d'indexation entre les CS n'est pas significative à long terme, ni statistiquement différente de l'indexation du salaire moyen de l'économie sur la période 1985-2012. En revanche, à très court terme, le salaire des employés et des ouvriers réagit nettement moins que celui des cadres et des professions intermédiaires à une hausse de prix.

**Le taux de chômage** a un impact négatif sur la croissance des salaires pour l'ensemble des CS. Cet effet, d'abord lié à la variation du taux de chômage, est d'une ampleur supérieure pour les cadres et les professions intermédiaires à très court terme que pour les ouvriers et les employés. Les employeurs pourraient plus facilement jouer sur la rémunération de ces catégories en raison de la part variable, qui par nature autorise plus de flexibilité. Une interprétation possible de ce résultat est que l'ajustement de la masse salariale suite à un choc d'activité se fait davantage par les prix pour les cadres et pour les professions intermédiaires. À l'inverse, l'ajustement se ferait davantage par les volumes pour les employés et les ouvriers (cf *supra*).

À court et moyen terme le niveau de chômage fait pression à la baisse sur la progression des salaires dans l'ensemble des CS, sans gradation particulière. Ce résultat est usuel : un niveau plus élevé du chômage réduit le pouvoir de négociation des salariés et se traduit donc par une dynamique plus faible des salaires, toutes choses égales par ailleurs.

### Encadré 3 : Déterminants macroéconomiques des salaires et stratégie d'estimation

#### Déterminants théoriques des salaires

L'estimation des équations de salaire par CS s'inscrit dans le débat toujours ouvert entre deux types de modélisations. La première lie négativement le taux de croissance des salaires au chômage (« Phillips curve ») tandis que la seconde lie plutôt le chômage au niveau des salaires (« wage curve »). Le présent exercice ne visant pas à trancher cette question, un protocole d'estimation agnostique a été mené sans *a priori* théorique. Celui-ci consiste à partir d'un modèle de courbe de Phillips consensuel, puis à l'enrichir progressivement jusqu'à y ajouter une cible de salaire réel en niveau. Cette variable, caractéristique d'une modélisation de type « wage curve » ne se révélant pas significative, seules les modélisations de courbes de Phillips sont présentées par la suite. La plupart des modèles macroéconomiques modélisent la formation des salaires comme une négociation entre employeur et employé qui détermine une cible de salaire réel en niveau. Le choix de définir des équations de salaire par CS de type Phillips limite l'analyse à un horizon de court terme.

Les premiers modèles s'inspirent largement de la modélisation de Cette et al. (2011). Les variations du salaire trimestriel sont supposées dépendre essentiellement de l'inflation et du taux de chômage en niveau et en variation (**modèle 1**). Par souci de robustesse, la même estimation est ensuite menée sur la sous-période 1988T1-2008T4, pour restreindre l'estimation à une période moins touchée par les ruptures de série (**modèle 2**). À partir de cette spécification, d'autres variables comme la productivité apparente du travail (rapport entre la valeur ajoutée en volume et l'emploi salarié total), les taux de cotisation salariés (incluant la CSG et la CRDS) ou employeurs et la durée du travail peuvent également entrer en jeu pour enrichir les équations (**modèle 3**). À chaque étape, le calcul de l'indexation des salaires aux prix à long terme est effectué et reporté<sup>5</sup>.

#### Les différents modèles estimés

Le premier modèle correspond à une relation de Phillips augmentée usuelle dans la littérature, avec la présence du taux de chômage en niveau et en variation. Les variables en minuscules désignent des logarithmes, celles en majuscule sont en niveau. La variable à expliquer est le taux de croissance du salaire brut de la CS  $c$ .  $U$  désigne le taux de chômage en niveau et  $ipc$  l'indice des prix à la consommation trimestriel (en log)<sup>6</sup>.

$$(2) \Delta w_{c,t} = a + \sum_{i=0}^4 b_i \times U_{t-i} + \sum_{i=0}^4 c_i \times \Delta U_{t-i} + \sum_{i=0}^4 d_i \times \Delta ipc_{t-i} + \sum_{i=1}^4 e_i \times \Delta w_{c,t-i} + \varepsilon_t$$

Ce modèle est ensuite réestimé sur la période 1988T1-2008T4 pour vérifier sa robustesse, et est reporté tel quel dans les étapes suivantes.

Le modèle est ensuite enrichi par de nouvelles variables ( $\Delta X$ ) contrôlant de la variation de la durée du travail, les variations des cotisations employeurs et employés et de la productivité apparente du travail.

$$(3) \Delta w_{c,t} = a + \sum_{i=0}^4 b_i \times U_{t-i} + \sum_{i=0}^4 c_i \times \Delta U_{t-i} + \sum_{i=0}^4 d_i \times \Delta ipc_{t-i} + \sum_{i=1}^4 e_i \times \Delta w_{c,t-i} + \sum_{i=0}^4 f_i \times \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

**La productivité** influence les salaires pour toutes les catégories socioprofessionnelles, avec une légère gradation. La productivité a un impact plus important sur la croissance des salaires des CS qualifiées. Ce résultat, conforme à l'idée que les hausses de salaire sont la

<sup>5</sup> L'indexation de très court terme est donnée immédiatement par la lecture du coefficient sur l'inflation contemporaine (ou retardé de quelques trimestres). L'indexation de long terme en revanche s'obtient en calculant  $\Sigma d / (1 - \Sigma e)$ . Le test d'indexation unitaire à long terme dérive de cette dernière formule : c'est le test de Fisher sur la contrainte linéaire  $(\Sigma d + \Sigma e) = 1$ .

<sup>6</sup> Utiliser comme variable explicative de la croissance des salaires les variables contemporaines de chômage introduit potentiellement une source d'endogénéité (simultanéité) car les deux variables ont un impact causal l'une sur l'autre. En toute rigueur, le chômage devrait uniquement apparaître retardé d'au moins une période ou apparaître à travers des variables instrumentales. Néanmoins, la littérature (voir notamment Cette et al., 2011) s'autorisant généralement de telles spécifications, les modèles estimés ici font de même. Il en va de même pour l'inflation.

contrepartie de gains de productivités, est néanmoins fragile pour deux raisons : (i) la productivité utilisée est la productivité moyenne et non la productivité par CS qui n'est pas observable ; et (ii) cette variable entrant en concurrence avec les variables de prix (*cf supra*), elle pourrait également capter d'autres mécanismes que l'accroissement des salaires causé par les gains de productivité.

**Tableau 4 : modèles retenus pour expliquer la croissance des salaires selon la CS**

	Salaire moyen des BMNA	CS 3 : Cadres	CS 4 : Professions intermédiaires	CS 5 : Employés	CS 6 : Ouvriers
$\Delta w_{t-1}$	0,252*** (3,38)	0,436*** (6,49)	0,544*** (8,67)	0,399*** (5,72)	0,402*** (5,07)
$\Delta w_{t-4}$	-	-0,331*** (-5,65)	-0,206*** (-3,39)	-0,191*** (-3,00)	-
$\Delta ipc_t$	-	0,264** (2,24)	0,209* (1,98)	-	-
$\Delta ipc_{t-1}$	0,291*** (3,85)	0,150 NS (1,29)	-	-	0,100** (2,10)
$\Delta ipc_{t-4}$	-	-	0,136 NS (1,41)	0,300*** (4,15)	0,100** (2,10)
$U_{t-4}$	-0,0012*** (-4,19)	-0,0010** (-2,45)	-0,0006* (-1,68)	-0,0011*** (-3,47)	-0,0008*** (-2,63)
$\Delta U_t$	-0,0041*** (-3,58)	-0,0054*** (-3,09)	-0,0039** (-2,49)	-0,0032** (-2,60)	-
$\Delta U_{t-3}$	-	-	-	-	-0,0050*** (-4,11)
$\Delta \log(1+TCE_t)$	-0,194*** (-2,92)	-0,247*** (-2,68)	-0,230** (-2,59)	-0,258*** (-3,63)	-0,130* (-1,90)
$\Delta \log(1-TCS_{t-1})$	-	-0,494** (-2,23)	-	-	-
$\Delta \log(1-TCS_{t-4})$	-	-	-	-	-0,331*** (-2,02)
$\Delta prod_t$	0,223*** (4,99)	0,241*** (3,79)	0,340*** (5,43)	0,183*** (3,70)	0,107** (2,05)
SER	0,002176	0,003002	0,002965	0,002461	0,002403
R <sup>2</sup> ajusté // DW	59,1% // 1,98	64,4% // 1,64	66,0% // 1,87	56,7% // 1,95	48,2% // 1,94
Indexation de long terme	0,389	0,462	0,521	0,379	0,335
Test d'indexation unitaire à long terme	Rejeté [0,000]	Rejetée [0,000]	Rejetée [0,010]	Rejetée [0,000]	Rejetée [0,000]
Test d'indexation égale à celle du salaire moyen	-	Accepté [0,587]	Accepté [0,491]	Accepté [0,909]	Accepté [0,725]

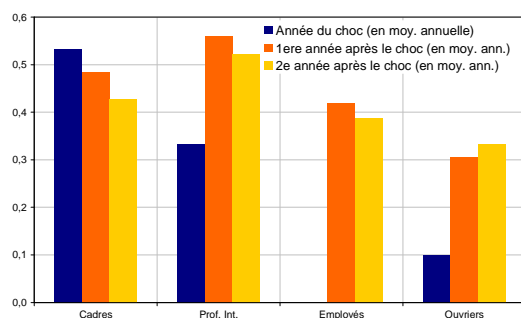
La significativité des coefficients est évaluée à 1 % (\*\*\*), 5 % (\*\*) et 10 % (\*). Les statistiques de Student sont données entre parenthèses. La p-value du test de Wald est donnée entre crochets.

**Les variables fiscalo-sociales** entrent dans la formation des salaires de toutes les CS. Elles traduisent le fait qu'à salaire brut donné, une hausse de cotisations salariales ou de CSG-CRDS occasionne une baisse de salaire net que les salariés vont chercher à compenser. Ceux-ci vont donc demander une hausse de leur salaire brut pour restaurer leur pouvoir d'achat. À l'inverse, si l'entreprise cherche à maintenir le niveau du coût du travail, une hausse de cotisations employeurs peut conduire à une baisse du salaire brut. Dans tous les cas de figure, l'incidence fiscale des cotisations sociales sur les salaires estimée ici est infra-unitaire : des baisses de cotisations doivent avoir également un effet sur l'emploi car elles ne sont pas intégralement capturées par des ajustements sur les salaires bruts. Concernant les cotisations employeurs, l'impact est immédiat. Il est aussi relativement homogène entre les CS et n'est pas statistiquement discernable. L'incidence des cotisations à la charge des salariés n'est en revanche présente que pour les cadres et les ouvriers. Une interprétation pourrait être que le pouvoir de négociation de ces deux catégories<sup>7</sup> assure un maintien du pouvoir d'achat plus efficace face à des hausses de cotisations salariales.

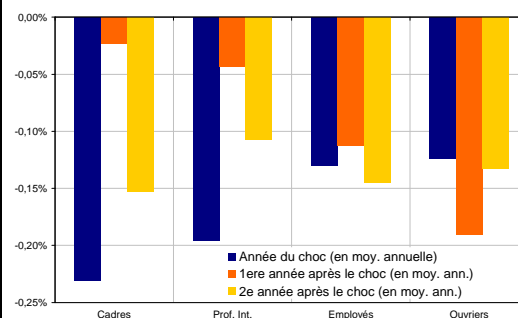
<sup>7</sup> Postuler un pouvoir de négociation important des ouvriers est cohérent avec plusieurs arguments : (i) la hausse tendancielle de la part des ouvriers qualifiés dans la CS va de pair avec une hausse de la qualification, donc du pouvoir de négociation ; (ii) le taux de syndicalisation est historiquement plus élevé en France parmi les ouvriers que les employés.

Graphique 11 : (semi-)Élasticité des salaires selon la CS...

...aux prix



...au chômage



**Note de lecture :** suite à un choc de prix de 1 % au 1<sup>er</sup> janvier d'une année donnée, l'impact de ce choc sur le salaire des cadres est de 0,53 % en moyenne annuelle l'année du choc, 0,48 % l'année suivante et 0,43 % la 2<sup>e</sup> année après le choc. Suite à une hausse de chômage de 1 point au 1<sup>er</sup> janvier d'une année donnée, l'impact de ce choc sur les salaires des cadres est de -0,23 % en moyenne annuelle l'année du choc, -0,02 % la deuxième année et -0,15 % la troisième année.

## IV - Effet d'un choc de TVA sur l'emploi et les salaires selon la CS

Nous considérons ici le scénario stylisé d'une hausse de TVA sans contrepartie autre que la baisse du déficit. Par construction, ce type de scénario a un impact récessif dans les modèles macroéconomiques usuels, dans lesquels les niveaux de déficit et de dette n'ont pas d'effet sur l'économie réelle. L'effet d'un choc de TVA est identifié dans ces modèles comme la différence au cours du temps entre un compte dit « central » qui n'a pas connu de choc, et un compte dans lequel une hausse de TVA est simulée. Ce type de choc budgétaire est intéressant à étudier d'un point de vue dynamique car celui-ci a des conséquences sur l'emploi, *via* le ralentissement de l'activité économique et la hausse du coût du travail, et un impact inflationniste qui pénalise le pouvoir d'achat du revenu salarial des ménages de manière potentiellement hétérogène. La présence de plusieurs catégories de salariés permet ainsi de donner une interprétation de cette politique en termes distributifs à court terme.

### IV.1 Les modèles macroéconomiques usuels offrent une lecture de l'impact d'un choc de TVA homogène d'un point de vue qualitatif mais dont les ordres de grandeur peuvent différer sensiblement

Dans le modèle Mésange<sup>8</sup>, la hausse de TVA se répercute intégralement et instantanément dans les prix de demande par hypothèse. Cela suppose une incidence de la taxe portant à 100 % sur les prix de consommation. En effet, les entreprises sont supposées ne pas contracter leurs marges pour limiter à court terme l'impact négatif de ce choc sur la demande. Elles n'adoptent pas davantage de comportement d'anticipation en augmentant les prix avant la mise en place de la hausse de TVA. L'ajustement des salaires aux prix ayant lieu avec retard, le salaire réel des ménages diminue par rapport à son niveau en l'absence de choc, réduisant le pouvoir d'achat des ménages et entamant la consommation. L'emploi et l'investissement se réduisent progressivement en s'ajustant au niveau réduit de la demande. De plus, en raison de la hausse des salaires nominaux, le coût réel du travail pour l'entreprise (salaire déflaté des prix de valeur ajoutée qui sont hors taxes) se renchérit, ce qui contribue à déprimer l'emploi.

La hausse des prix de consommation enclenche ensuite une spirale inflationniste pendant plusieurs années. En effet, à moyen terme les salaires nominaux bruts s'indexent partiellement aux prix de consommation et la hausse du chômage ne modère que faiblement l'inflation salariale. Les prix de production et de demande sont durablement supérieurs à leur niveau initial.

Le ralentissement de l'activité est particulièrement élevé dès les premières années d'après le modèle Mésange. La nature keynésienne du modèle contribue à cette caractéristique car la croissance de court terme est principalement déterminée par la demande, notamment la consommation des ménages qui est directement affectée par la baisse du pouvoir d'achat.

Les résultats tirés d'un autre modèle macroéconomique développé par Coupet et Renne (2008) proposent une lecture proche d'un point de vue qualitatif. Néanmoins, selon cette modélisation d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE), l'impact d'une hausse de TVA de même montant représenterait un coût nettement moindre sur l'activité ainsi qu'une moindre hausse des prix à l'horizon de deux ans.

L'essentiel des différences entre ces deux modèles vient de la prise en compte de l'incidence fiscale. Dans le modèle de Coupet et Renne en effet, les entreprises et les

---

<sup>8</sup> Le modèle macroéconométrique Mésange (Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie) fournit une évaluation de l'impact sur l'économie française d'une hausse permanente de la TVA d'un montant correspondant à 1 % du PIB. De taille moyenne, ce modèle comporte environ 500 équations, dont une quarantaine retrace des comportements estimés économétriquement. Il se caractérise par une dynamique keynésienne à court terme et un équilibre de long terme déterminé par des facteurs d'offre. De manière usuelle dans ce type de modèle, l'économie française y est modélisée sous la forme d'une petite économie ouverte au sens où l'environnement international est supposé exogène.



ménages font des arbitrages sur la manière « optimale » de reporter le choc fiscal. L'effet récessif de la hausse de TVA est limité car les entreprises, anticipant un effet récessif, acceptent de comprimer leurs marges pour minorer la hausse des prix de consommation. Les ménages, qui supportent ensuite l'essentiel du choc *via* la hausse des prix, modèrent à leur tour leur réaction en limitant leurs revendications salariales.

Cette différence conceptuelle entre les modèles Mésange et le modèle Coupet-Renne est cruciale pour expliquer la divergence des scénarios d'une hausse de TVA. Le tableau 5 présente sous forme d'intervalle de confiance les principaux effets d'une telle politique. Par la suite, le scénario retenu pour modéliser le choc de TVA sera à mi-chemin entre ces scénarios polaires et dénommé « scénario mixte ».

**Tableau 5 : Effets à attendre d'une hausse de 1 % du PIB du montant de la TVA d'après deux modèles**

Écart au compte central en %	Année du choc (MA)	1 <sup>ère</sup> année après le choc (MA)	2 <sup>e</sup> année après le choc (MA)
PIB en volume	[-0,3 ; -0,1]	[-0,5 ; -0,2]	[-0,8 ; -0,3]
Prix de la consommation des ménages	[1,1 ; 1,6]	[1,1 ; 2,1]	[1,2 ; 2,4]
Prix de la valeur ajoutée marchande	[-0,1 ; 0,0]	[-0,3 ; 0,5]	[-0,1 ; 0,2]
Taux de chômage (en variation)	[0,06 ; 0,11]	[0,14 ; 0,49]	[0,12 ; 0,76]

**Source** : Modèle Mésange, modèle Coupet-Renne (2008) et calculs des auteurs pour adapter la réponse des grandeurs économiques au choc envisagé. La 2<sup>e</sup> année après le choc, non présentée pour le modèle Coupet-Renne, a été calculée comme la moyenne entre les situations à deux ans et à long terme du fait de leur proximité en termes d'impact.

**Note de lecture** : suite à une hausse uniforme de TVA d'un montant de 1 point de PIB, le PIB en volume serait affecté à la baisse de 0,1 point en moyenne sur la première année selon le modèle Coupet-Renne (en rouge) contre 0,3 point selon le modèle Mésange (en bleu).

## IV.2 Effet d'un choc de TVA sur l'emploi et les salaires selon la CS

Cette partie présente une synthèse des effets à attendre sur les salaires et l'emploi par CS suite à une hausse de TVA. Le choc de TVA correspondant à un montant de 1 % du PIB est simulé à l'aide d'un scénario mixte entre les chiffrages tirés du modèle Mésange et du modèle Coupet-Renne. Les résultats obtenus en sortie de ces modèles concernant la valeur ajoutée (en volume et en prix), les prix de consommation et le taux de chômage sont intégrés dans une petite maquette macroéconométrique rassemblant les huit équations présentées *supra* pour avoir un aperçu de l'impact du choc sur l'emploi et les salaires par catégorie socioprofessionnelle.

Cette simulation rend compte des principales conclusions suivantes :

- **Le revenu salarial réel est affecté dès l'année du choc pour toutes les catégories de salariés et l'impact va grandissant** (cf. graphique 12). Il reculerait d'un peu plus de 1 point de pourcentage (pp) par rapport à la situation en l'absence de choc et atteindrait près de 2 pp deux ans après le choc.
- **À très court terme (année du choc), le revenu salarial des cadres serait moins affecté que celui des professions intermédiaires et a fortiori que ceux des employés et des ouvriers.** Cette hiérarchie est principalement la résultante de la réponse des salaires et de leur indexation progressive au choc inflationniste (cf. graphique 13). Face à la hausse de TVA et au supplément d'inflation, les cadres vont chercher à maintenir leur pouvoir d'achat et obtiennent plus rapidement une revalorisation de leurs salaires. Cette dernière ne compense pas dans son intégralité la hausse des prix mais plus que pour les professions intermédiaires et davantage encore pour les employés et les ouvriers. À cet horizon, la réaction du volume d'emploi est de second ordre et très proche selon les catégories de salariés, ce qui provient directement d'un impact de très court terme beaucoup plus concentré sur les prix que sur l'activité (baisse du PIB de 0,2 point contre une hausse des prix de 1,4 point, en écart au compte central) ;

- **À court terme (2<sup>e</sup> année après le choc), le revenu salarial réel des cadres et des professions intermédiaires serait un peu moins affecté que celui des employés et des ouvriers.** Le revenu salarial réel des premiers serait affecté de l'ordre de 1½ pp contre 2 pp pour les seconds. À nouveau, les principales différences proviennent de l'impact différencié sur les salaires, eux-mêmes étant la résultante de l'impact inflationniste du choc. Or, comme vu, la différence d'indexation des salaires au prix selon la catégorie socioprofessionnelle, bien que présente, n'est pas significative. Sur l'emploi, l'impact est plus significatif à cet horizon mais les différences entre les catégories de salariés sont plus ténues. La distinction entre cadres et professions intermédiaires d'une part et entre employés et ouvriers d'autre part est motivée par l'impact du renchérissement du coût du travail. Bien que difficile à exhiber par nos estimations (*cf.* partie II *supra*), cet effet du coût du travail sur l'emploi est vraisemblablement minimisé ici, notamment à cet horizon.

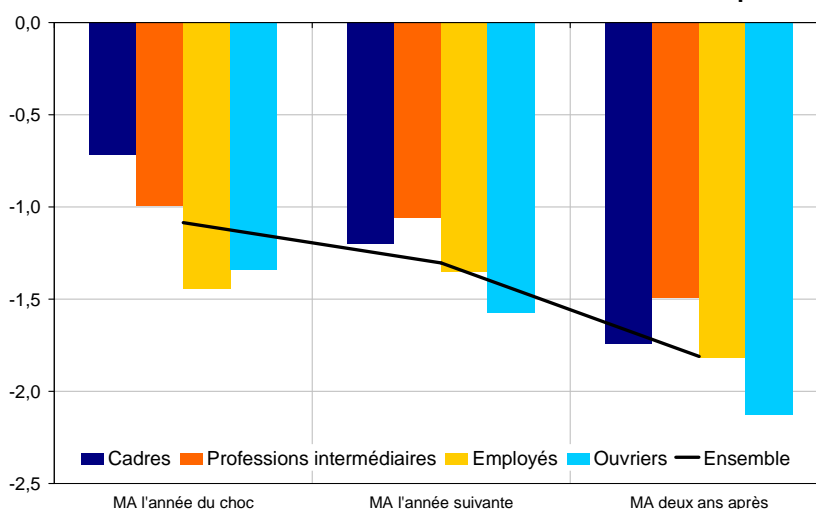
L'impact en termes d'emploi simulé dans le modèle mixte l'année du choc et les deux années suivantes constitue bien un effet intermédiaire (*cf.* tableau 6), contenu entre les scénarios proposés par le modèle Mésange d'une part et le modèle Coupet-Renne d'autre part. C'est un peu moins le cas pour le salaire réel par tête du fait principalement de la faible indexation des salaires au prix.

**Tableau 6 : Effets sur l'emploi salarié et les salaires dans le modèle mixte simulé**

	Écart au compte central	Année du choc (MA)	1 <sup>ère</sup> année après le choc (MA)	2 <sup>ème</sup> année après le choc (MA)
Emploi salarié (en milliers) (conversion en %)	Coupet-Renne //	-28 // -27	-34 // -120	-29 // -184
	Mésange	-11	-36	-64
	Modèle mixte	(-0,1%)	(-0,2%)	(-0,4%)
Salaire brut réel (en %)	Coupet-Renne //	-1,0 // -0,8	-1,1 // -0,6	-1,2 // -0,8
	Mésange	-1,0	-1,1	-1,4
	Modèle mixte			

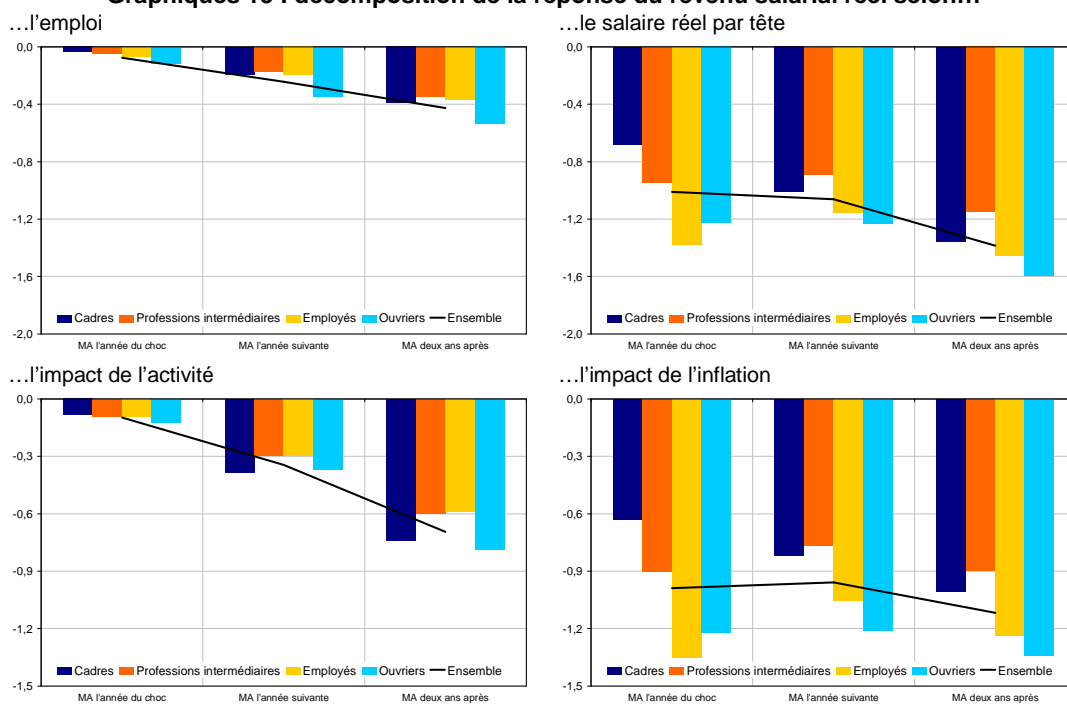
**Note** : la conversion des emplois salariés détruits en % s'effectue sur la base de 15M d'emplois EQTP dans les branches marchandes non-agricoles.

**Graphique 12 : réponse du revenu salarial réel selon la CS suite à une hausse de la TVA d'une valeur d'un point de PIB**



**Source** : calculs des auteurs.

### Graphiques 13 : décomposition de la réponse du revenu salarial réel selon...



Source : calculs des auteurs.

## Conclusion

Cette étude étudie les dynamiques de court terme de l'emploi et des salaires au prisme des catégories socioprofessionnelles. Pour ce faire, des séries longitudinales trimestrielles ont d'abord été constituées à partir des déclarations annuelles de données sociales conjuguées avec les grandeurs macroéconomiques délivrées par les comptes nationaux. Ensuite, les évolutions de l'emploi et des salaires par CS ont été modélisées.

Les salaires des différentes CS ne sont pas indexés aux prix de façon homogène : le pouvoir d'achat des cadres et des professions intermédiaires est mieux protégé face à une hausse de prix car l'ajustement est plus rapide. De plus, tous les salaires apparaissent sous-indexés vis-à-vis des prix de consommation. Enfin, le taux de chômage pèse peu sur la formation des salaires des différentes catégories socioprofessionnelles, même si à très court terme, le salaire des cadres est plus sensible à un choc d'activité du fait vraisemblablement de la composante variable de leur rémunération. Du côté de l'emploi, une élasticité de l'emploi à son coût a été calibrée selon les CS. L'emploi des ouvriers et des employés sont sensibles à leur coût, ce qui n'est pas le cas des cadres ni des professions intermédiaires. Faute de variable mesurant la productivité par CS, il n'a pas été possible de déterminer si les gains de productivité diffèrent entre les CS. En revanche, les emplois moins qualifiés apparaissent plus sensibles à l'activité à court terme.

Une illustration de ces effets de court terme est proposée à l'aide d'une hausse de TVA qui présente l'avantage de mettre en application les différents mécanismes exhibés. Une hausse de TVA a un impact inflationniste et récessif qui pénalise le pouvoir d'achat du revenu salarial de l'ensemble des salariés. À très court terme, les cadres et les professions intermédiaires seraient relativement moins touchés par un tel choc principalement en raison d'une meilleure indexation de leur salaire aux prix. À court terme, les différences sont moins nettes : ouvriers et employés seraient encore un peu plus pénalisés que les autres catégories du fait de l'impact du coût du travail sur le volume d'emploi.

Les modélisations proposées dans cette étude sont sujettes à un certain nombre de fragilités. La première est l'absence d'un cadre théorique validé par les résultats des estimations menées sur les différentes CS. La deuxième, qui n'est pas sans lien avec la précédente, porte sur l'existence de nombreuses ruptures de série dans les DADS dont les corrections apportées viendraient seulement minimiser les biais introduits. Une troisième limite porte sur la difficulté de contrôler efficacement tous les effets de structure, qui a aussi motivé de restreindre l'analyse au court terme.

## Bibliographie

Argouarc'h J., Debauche E., Leblanc P. et Ourliac B. (2010), *Comment expliquer les évolutions de l'emploi depuis le début de la crise ?* in Note de Conjoncture de l'Insee de décembre 2010.

Askenazy Ph., Chevalier M. et Erhel Chr. (2015), *Okun's Laws differentiated by Education*, Document de travail du Cepremap n°1514.

Audenaert D., Bardaji J., Lardeux R., Orand M. et Sicsic M. : « Wage Resilience in France since the Great Recession », Document de travail Insee n°G2014/11.

Ball L., Leigh D. et Loungani Pr. (2013), *Okun's Law: Fit at Fifty?*, NBER Working Paper, n°18668.

Banerjee A., Dolado J. et Mestre R. (1998), *Error-Correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework*, Journal of Time Series Analysis, vol. 19.

Beffy P-O. et L'Angevin Cl. (2005), *Chômage et boucle prix-salaire : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »*, Document de travail Insee n°G2005/10.

Bock S., Lissot P. et Ozil S. (2015), *Matis : une maquette d'évaluation des effets sur l'emploi de variations du coût du travail*, Document de travail de la DG Trésor n°2015/02.

Cahuc P. et Carcillo S. (2012), *Les conséquences des allègements généraux de cotisations patronales sur les bas salaires*, Revue française d'économie, 2012/2.

Cairo, I. et Cajner T. (2014), *Human Capital and Unemployment Dynamics: Why More Educated Workers Enjoy Greater Employment Stability*, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington, D.C., 2014-09

Cette G., Chouard V. et Verdugo Gr. (2011), *Les effets des hausses du Smic sur le salaire moyen*, Économie et Statistique n°448-449.

Chaput H., Pinel Chr. Et Wilner L. (2015), *Salaires dans le secteur privé et les entreprises publiques*, Insee Première n°1565.

Charnoz P., Coudin É. et Gaini M. (2013), « *Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009* » in Insee Références - Emploi et salaires, Édition 2013.

Chauvin V., Dupont G., Heyer E., Plane M. et Timbeau X. (2002), *Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version : e-mod.fr*, revue de l'OFCE n°81.

Cottet V., Quantin Q. et Régnier V. (2012), *Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008*, Document de travail de l'Insee n°G2012/12.

Coupet M. et Renne J-P. (2008), *Réformes fiscales dans un modèle DSGE France en économie ouverte*, Économie et Prévision n°183-184.

Ericsson N. R. et MacKinnon J. G. (2002), *Distributions of error correction tests for cointegration*, Econometrics Journal, vol. 5.

Gianella C. (1999), *Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût*, Document de travail de l'Insee, n°G9912 bis.

Heyer E., Le Bihan H. et Lerais Fr. (2000), *Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen*, Économie et Prévision, n° 146.

Insee (2013), *L'insertion des jeunes*, in « Formations et emploi », Insee Références.

Klein C. et Simon O. (2010), *Le modèle MÉSANGE nouvelle version réestimée en base 2000*. Document de travail Insee, n°G2010/03.

Kramarz F. et Philippon T. (2001), *The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment*, Journal of Public Economics, vol. 82.

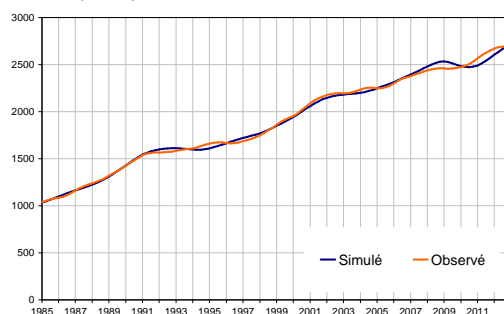
Plane M. (2012), *Évaluation de l'impact économique du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE)*, Revue de l'OFCE / Débats et politiques – 126.

Ralle P. et Toujas-Bernate J. (1990), *Indexation des salaires : la rupture de 1983*, Économie et Prévision, n°92-93.

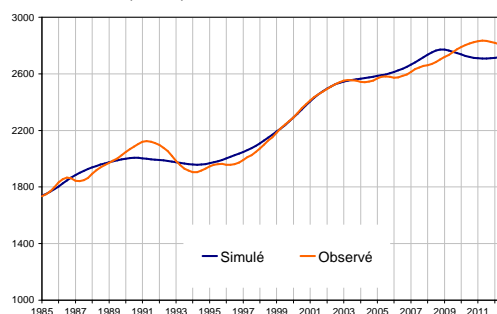
## Annexe 1 : adéquation des modèles aux séries observées

### Adéquation des modélisations d'emploi selon la CS (en milliers d'EQTP)

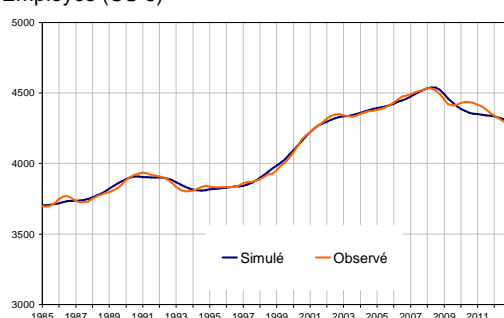
Cadres (CS 3)



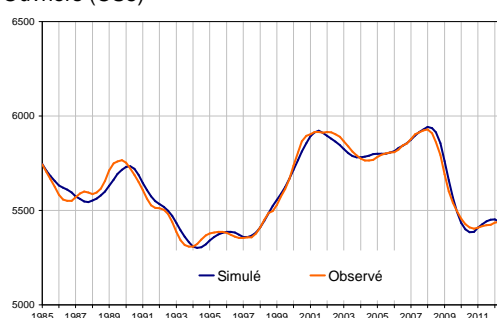
Prof. Intern. (CS 4)



Employés (CS 5)



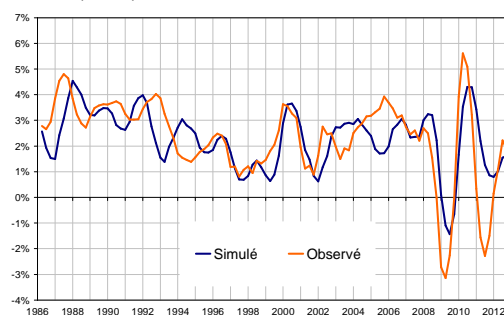
Ouvriers (CS5)



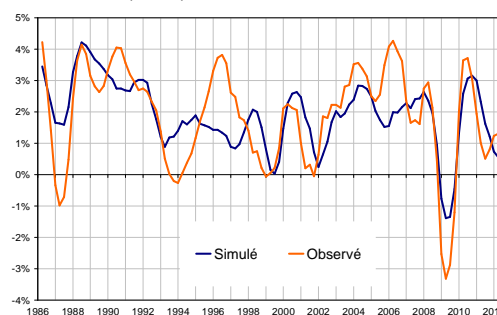
Sources : comptes nationaux - base 2010, calculs des auteurs.

### Adéquation des modélisations des salaires selon la CS (en glissement annuel)

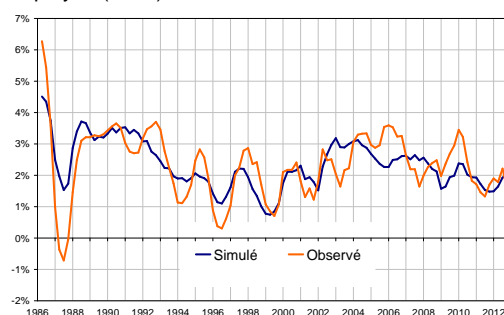
Cadres (CS 3)



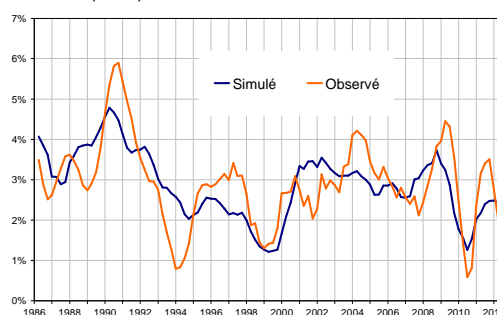
Prof. Intern. (CS 4)



Employés (CS 5)



Ouvriers (CS5)



Sources : comptes nationaux - base 2010, calculs des auteurs.

## Annexe 2 : Spécifications économétriques pour les équations d'emploi

**Tableau A2-1 : Estimation libre de l'emploi agrégé et par CS en équivalent temps-plein (1985T1-2012T4)**

	Ensemble de l'économie	CS 3 : Cadres	CS 4 : Professions Intermédiaires	CS 5 : Employés	CS 6 : Ouvriers
$\Delta e_{c,t-1}$	0,682*** (14,4)	0,762*** (16,8)	0,862*** (22,7)	0,640*** (11,3)	0,697*** (18,9)
$\Delta VA\_SMNA_t$	0,172*** (7,03)	-	0,082* (1,95)	0,147*** (4,97)	0,215*** (7,45)
$e_{c,t-1}$	-0,046 (-3,34)	-0,086 (-5,89)	-0,040 (-4,78)	-0,046 (-3,86)	-0,110 (-5,93)
$cwr_{c,t-1}$	-0,010 (-0,69)	-0,003 (-0,26)	-0,032 (-1,79)	-0,011 (-0,82)	-0,019 (-1,36)
Tendance1	-0,0003 (-3,71)	0,0006 (4,60)	-0,0003 (-4,28)	-0,0004 (-3,61)	-0,0011 (-5,83)
Tendance 2	0,0002 (3,25)	-0,0005 (-4,48)	0,0004 (3,86)	0,0003 (2,88)	0,0006 (4,94)
Tendance 3	-	0,0003 (2,47)	-	-	-
SER	0,001331	0,002411	0,002604	0,001729	0,001617
R <sup>2</sup> ajusté // DW	89,3% // 1,95	86,4% // 1,13	86,6% // 1,18	81,5% // 1,48	90,8% // 1,52
Période d'estimation	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4	1985T1-2012T4
Elasticité du travail à son coût	-0,208	-0,037	-0,799	-0,244	-0,172

**Tableau A2-2 : Estimation libre de l'emploi agrégé et par CS en équivalent temps-plein (1988T1-2008T4)**

	Ensemble de l'économie	CS 3 : Cadres	CS 4 : Professions Intermédiaires	CS 5 : Employés	CS 6 : Ouvriers
$\Delta e_{c,t-1}$	0,648*** (10,9)	0,785*** (16,8)	0,876*** (22,2)	0,619*** (8,81)	0,653*** (13,1)
$\Delta VA\_SMNA_t$	0,136*** (4,16)	-	-	0,098*** (2,78)	0,209*** (5,42)
$e_{c,t-1}$	-0,095 (-3,42)	-0,073 (-4,79)	-0,038 (-4,41)	-0,058 (-2,98)	-0,141 (-5,06)
$cwr_{c,t-1}$	-0,017 (-0,53)	0,034 (1,96)	0,004 (0,21)	0,015 (0,52)	-0,008 (-0,32)
Tendance1	-0,0007 (-4,23)	0,0003 (1,20)	-0,0005 (-3,49)	-0,0005 (-3,23)	-0,0016 (-5,42)
Tendance 2	0,0004 (3,79)	-0,0003 (-1,36)	0,0005 (3,27)	0,0003 (2,52)	0,0010 (4,73)
Tendance 3	-	-	-	-	-
SER	0,001351	0,002155	0,002285	0,001572	0,001587
R <sup>2</sup> ajusté // DW	89,5% // 1,89	88,5% // 1,33	90,4% // 1,30	81,1% // 1,61	89,6% // 1,60
Période d'estimation	1988T1-2008T4	1988T1-2008T4	1988T1-2008T4	1988T1-2008T4	1988T1-2008T4
Elasticité du travail à son coût	-0,179	0,463	0,110	0,264	-0,056

La significativité des coefficients est évaluée à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*). Les statistiques de Student sont données entre parenthèses.

La significativité des variables de long terme ne s'apprécie pas par les statistiques usuelles. Tous les éléments retenus sont statistiquement significatifs également.



### Annexe 3 : Estimations supplémentaires sur les équations de salaire

**Tableau A3-1 : Estimation de la croissance du Smic et du salaire moyen en équivalent temps-plein des branches marchandes non agricoles**

	Smic horaire	Salaire moyen des BMNA (1985T2-2012T4)	Salaire moyen des BMNA (1981T2-2012T4)
$\Delta w_{t-1}$	-0,223*** (-2,83)	0,280*** (2,80)	0,335*** (3,50)
$\Delta w_{t-2}$	-0,217*** (-2,75)	0,122 (1,18)	-0,014 (-0,14)
$\Delta w_{t-3}$	-0,216*** (-2,77)	-0,059 (-0,56)	-0,035 (-0,35)
$\Delta w_{t-4}$	0,603*** (7,68)	-0,025 (-0,27)	0,000 (0,00)
$\Delta ipc_t$	0,739** (2,45)	0,135 (1,42)	0,350*** (4,22)
$\Delta ipc_{t-1}$	-0,002 (-0,01)	0,291*** (2,90)	0,263*** (2,73)
$\Delta ipc_{t-2}$	0,403 (1,25)	-0,158 (-1,52)	-0,144 (-1,48)
$\Delta ipc_{t-3}$	0,630* (1,92)	-0,026 (-0,25)	0,004 (0,04)
$\Delta ipc_{t-4}$	-0,469 (1,54)	0,168* (1,67)	0,079 (0,85)
$U_{t-4}$	-	-0,0008** (-2,59)	-0,0009** (-2,51)
$\Delta U_t$	-	-0,0047*** (-3,45)	-0,0040*** (-2,88)
SER	0,007991	0,002441	0,002669
R <sup>2</sup> ajusté // DW	63,1% // 1,97	48,5% // 1,89	85,0% // 1,85
Indexation de long terme	1,24	0,601	0,774
Test d'indexation unitaire à long terme	Accepté [0,4309]	Refusé [0,0121]	Refusé [0,033]

La significativité des coefficients est évaluée à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10 % (\*). Les statistiques de Student sont données entre parenthèses. La statistique du test de Fisher est donné entre crochets ; Oui signifie que la restriction testée ne peut être rejetée, Non qu'elle est rejetée.

**Tableau A3-2 : Estimation selon le modèle 2 de la croissance des salaires selon la CS (1988T1-2008T4)**

	Salaire moyen des BMNA	CS 3 : Cadres	CS 4 : Professions intermédiaires	CS 5 : Employés	CS 6 : Ouvriers
$\Delta w_{t-1}$	0,338*** (3,55)	0,491*** (3,55)	0,605*** (6,17)	0,314*** (3,13)	0,391*** (4,10)
$\Delta w_{t-4}$	-	-0,067 NS (-0,61)	-0,097 NS (-1,10)	-0,096 NS (-1,13)	-
$\Delta ipc_t$	-	0,143 NS (1,14)	0,262* (1,90)	-	-
$\Delta ipc_{t-1}$	0,409*** (3,81)	0,263* (1,93)	-	-	0,227*** (3,41)
$\Delta ipc_{t-4}$	-	-	0,146 NS (1,01)	0,264** (2,29)	0,227*** (3,41)
$U_{t-4}$	-0,0005 NS (-1,52)	0,0000 NS (0,08)	0,0000 NS (0,08)	-0,0008** (-2,36)	-0,0002 NS (-0,75)
$\Delta U_t$	-0,0037*** (-2,79)	-0,0027 NS (-1,66)	-0,0027 NS (-1,48)	-0,0035** (-2,37)	-
$\Delta U_{t-3}$	-	-	-	-	-0,0023* (-1,79)
SER	0,002293	0,002830	0,003132	0,002439	0,002394
R <sup>2</sup> ajusté // DW	44,9%/2,06	30,6%/1,83	43,2%/2,02	31,3%/2,04	42,7%/2,08
Indexation de long terme	0,618	0,705	0,829	0,337	0,745
Test d'indexation unitaire à long terme	Refusé [0,054]	Accepté [0,368]	Accepté [0,688]	Refusé [0,002]	Accepté [0,280]
Test d'indexation égale à celle du salaire moyen	-	Accepté [0,760]	Accepté [0,599]	Accepté [0,103]	Accepté [0,557]

**Tableau A3-3: Estimation selon le modèle 1 de la croissance des salaires selon la CS (1985T2-2012T4)**

	Salaire moyen des BMNA	CS 3 : Cadres	CS 4 : Professions intermédiaires	CS 5 : Employés	CS 6 : Ouvriers
$\Delta w_{t-1}$	0,311*** (3,73)	0,508*** (6,95)	0,589*** (8,31)	0,432*** (5,64)	0,408*** (4,94)
$\Delta w_{t-4}$	-	-0,308*** (-4,83)	-0,253*** (-3,70)	-0,222*** (-3,18)	-
$\Delta ipc_t$	-	0,288** (2,30)	0,270** (2,32)	-	-
$\Delta ipc_{t-1}$	0,338*** (3,99)	0,218* (1,72)	-	-	0,146*** (3,12)
$\Delta ipc_{t-4}$	-	-	0,192* (1,75)	0,314*** (3,95)	0,146*** (3,12)
$U_{t-4}$	-0,0009*** (-2,77)	-0,0004 (-0,90)	-0,0002 NS (-0,58)	-0,0009*** (-2,68)	-0,0005 NS (-1,63)
$\Delta U_t$	-0,0043*** (-3,39)	-0,0037** (-2,18)	-0,0043** (-2,43)	-0,0039*** (-2,87)	-
$\Delta U_{t-3}$	-	-	-	-	-0,0036*** (-3,20)
SER	0,002453	0,003338	0,003338	0,002718	0,002506
R <sup>2</sup> ajusté // DW	48,0%/1,91	56,1%/1,65	55,7%/1,86	47,2%/2,05	43,7%/1,98
Indexation de long terme	0,49	0,63	0,70	0,40	0,49
Test d'indexation unitaire à long terme	Refusé [0,000]	Refusé [0,026]	Accepté [0,139]	Refusé [0,000]	Refusé [0,003]
Test d'indexation égale à celle du salaire moyen	-	Accepté [0,358]	Accepté [0,314]	Accepté [0,377]	Accepté [0,975]