



**HAL**  
open science

# Coût du travail et exportations : analyses sur données d'entreprises

Clément Malgouyres

► **To cite this version:**

Clément Malgouyres. Coût du travail et exportations : analyses sur données d'entreprises. [Rapport de recherche] Rapport IPP n°20, Institut des politiques publiques (IPP). 2019. halshs-02514729

**HAL Id: halshs-02514729**

**<https://shs.hal.science/halshs-02514729v1>**

Submitted on 22 Mar 2020

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

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



Institut des  
Politiques Publiques

RAPPORT IPP N°20 – JANVIER 2019

# Coût du travail et exportations : analyses sur données d'entreprises

Clément Malgouyres







L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

[www.ipp.eu](http://www.ipp.eu)



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS  
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS







RAPPORT IPP N°20 –JANVIER 2019

# Coût du travail et exportations : analyses sur données d'entreprises

Clément Malgouyres

# AUTEUR DU RAPPORT

**Clément Malgouyres** est titulaire d'un doctorat en économie à l'Institut universitaire européen de Florence en 2016. Il s'intéresse à l'économie du travail et à l'économie publique. Ses travaux récents portent sur la fiscalité de entreprises, l'évaluation de politiques publiques à partir de données administratives ainsi que les interactions entre commerce international, technologie et marché du travail.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/clementmalgouyres>

# REMERCIEMENTS

Je souhaite remercier tout l'équipe du Conseil d'analyse économique (CAE) pour les interactions fructueuses que nous avons pu avoir tout au long de ce projet, en particulier Samuel Delpeuch, Etienne Fize, Yannick L'Horty, Philippe Martin, Thierry Mayer et Hélène Paris. Je tiens aussi à remercier Sophie Cottet pour son aide afin de me familiariser avec le modèle TAXIPP.

Je tiens à remercier également l'équipe du Centre d'accès sécurisé à distance (CASD) pour leur réactivité et leur efficacité, notamment dans le traitement des exports CASD que pour la résolution de problèmes techniques.





## SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

- Cette étude vise à mesurer l'impact du coût du travail sur la compétitivité des entreprises françaises, mesurée par la propension à exporter. Trois réformes visant à alléger le coût du travail sont exploitées : i) le pacte de responsabilité de 2015 ; ii) le CICE ; et les allègements généraux de 1995, dits allègements Juppé. Aucune des analyses réalisées ne met en évidence d'effets positifs d'une baisse du coût du travail sur les exportations.
- Le Pacte de responsabilité 2015 (PR15) a mis en place une baisse du taux de cotisations sociales d'allocations familiales de 1,8 point sur les salaires inférieurs à 1,6 Smic. Sur un ensemble d'entreprises exposées de façon similaire au CICE, nous comparons les entreprises plus ou moins touchées par Pacte de responsabilité. Aucun effet n'est détecté sur les variables de commerce international (valeur exportée, marge extensive, valeur unitaire). Certaines spécifications suggèrent un effet sur l'emploi, les ventes totales et la valeur, mais ces effets restent sensibles à l'année de référence utilisée et ne sont pas considérés comme robustes.

En revanche, il apparaît de façon robuste que, en dehors du secteur manufacturier, une forte part de la baisse du coût du travail a été transmise dans le taux de marge (mesuré par le ratio de l'excédent brut d'exploitation par rapport aux ventes).

Il faut noter que ces résultats sont obtenus sur un échantillon particulier d'entreprises, qui ne diffèrent pas en termes d'exposition au CICE ou aux allè-

gements généraux de cotisations. De plus, l'analyse met en avant le rôle de l'externalisation de certains services qui introduit vraisemblablement un biais dans la mesure du vrai choc sur le coût du travail que représente le PR15.

Bien qu'informatifs sur les liens entre coût du travail et performances des entreprises, les résultats de cette étude doivent être interprétés comme des corrélations davantage que comme des effets causaux. En effet, les trajectoires des entreprises traitées sur la période pré-traitement sont légèrement différentes de celles des entreprises qui font partie du groupe de contrôle.

- L'analyse du CICE confirme l'absence d'effet significatif du CICE sur les exportations entre 2013 et 2017. Cette analyse est une simple extension de Malgouyres et Mayer (2018) aux années 2016 et 2017.

De plus, en utilisant une spécification proche, nous analysons les effets sur Pacte de responsabilité 2016 qui a étendu la baisse du taux de cotisations sociales d'allocations familiales de 1,8 point sur les salaires inférieurs à 3,5 Smic. Nous ne trouvons pas d'effet sur les exportations. Néanmoins compte tenu du faible recul temporel, nous ne tenons pas cette absence d'effet détecté comme très informative.

- L'analyse met en lumière des effets positifs et significatifs de la Ristourne Juppé II sur la performance des entreprises, selon des ordres de grandeur globalement comparables aux résultats de Crépon et Desplatz (2001). Pour autant, les effets sur les variables de commerce international ne sont pas significatifs. Ainsi, même si au sein du secteur manufacturier, les allègements généralisés de cotisations employeurs semblent fortement corrélés avec la création / le maintien d'emplois ainsi que la hausse de la valeur ajoutée, l'analyse ne permet pas de mettre en évidence un effet positif sur la compétitivité internationale.

Alors que (i) coût du travail et performance à l'exportation sont fortement négati-

tivement corrélées (voir par exemple Decramer et al., 2016; Malgouyres et Mayer, 2018), (ii) que certains travaux soulignent la réactivité des prix et valeurs exportées aux variations de certains coûts de production (tel que l'électricité, voir Fontagné et al., 2017), ce rapport ne permet pas de mettre à jour de corrélation entre une source particulière de variation de coût du travail (les exonérations de cotisations sociales) et la compétitivité internationale.



# SOMMAIRE

<b>Remerciements</b>	<b>1</b>
<b>Synthèse des résultats</b>	<b>5</b>
<b>Introduction</b>	<b>9</b>
<b>1 Éléments d'évaluation du Pacte de responsabilité 2015</b>	<b>13</b>
1.1 Introduction	13
1.1.1 Description de la mesure	13
1.1.2 Statistiques descriptives	14
1.2 Stratégie empirique	15
1.2.1 Constitution de l'échantillon d'estimation et des principales variables	18
1.2.2 Spécification	20
1.3 Résultats sur les variables de commerce international	21
1.4 Résultats sur d'autres variables liées à la compétitivité : forme réduite	24
1.5 Transmission du coût du travail dans le taux de profit	26
1.6 Hétérogénéité	30
1.6.1 Hétérogénéité des effets : forme réduite	30
1.6.2 Hétérogénéité de la transmission du choc dans les profits	34
1.7 Test additionnels : le rôle de l'« externalisation »	37
1.8 Conclusion	40
<b>2 Extension de l'évaluation du CICE sur la compétitivité : 2013-2017</b>	<b>43</b>
2.1 Introduction	43
2.2 Résultats	44
2.2.1 Différences longues	44
2.2.2 Croissance cumulée	46
2.3 Extension de l'analyse au Pacte de responsabilité 2016	47
2.3.1 Description de la mesure	48
2.3.2 Spécification empirique	48

2.3.3	Résultats sur le Pacte de responsabilité 2016 . . . . .	49
2.4	Discussion et conclusion . . . . .	50
<b>3</b>	<b>La ristourne Juppé II et la performance à l'exportation des entreprises ciblées : 1995-1997</b>	<b>51</b>
3.1	Introduction . . . . .	51
3.2	Approche empirique . . . . .	52
3.2.1	Mesurer les effets ex-ante de la baisse de charges sur le coût du travail . . . . .	52
3.2.2	Stratégie empirique . . . . .	54
3.3	Résultats de base . . . . .	57
3.4	Variable de commerce international . . . . .	60
3.5	Discussion et conclusion . . . . .	61
	<b>Annexe A</b>	<b>63</b>
	<b>Annexe B</b>	<b>67</b>
	<b>Références</b>	<b>69</b>
	<b>Liste des tableaux</b>	<b>73</b>
	<b>Liste des figures</b>	<b>75</b>

# INTRODUCTION

## Contexte de l'étude

La compétitivité est une préoccupation souvent invoquée par les décideurs publics afin de justifier des réformes<sup>1</sup>. Bien que l'objectif des réformes en faveur de la compétitivité soit généralement de nature macroéconomique – assurer un équilibre durable de la balance commerciale notamment – les politiques concernées sont souvent micro-économiques. C'est particulièrement vrai dans les unions monétaires telles que la zone euro, où les variations du taux de change nominal ne sont pas une option.

Certains des outils d'intervention disponibles en faveur de la compétitivité visent la compétitivité dite "hors-prix". On peut citer parmi eux les crédits d'impôt en faveur de la R&D (Hombert et Matray, 2018) ou encore les réformes du système éducatif en faveur de l'apprentissage (Villeroy de Galhau, François, 2015). Il est toutefois probable que l'impact de ce type de mesures ne se manifeste qu'à long-terme. Les politiques à court terme visent généralement à réduire les coûts des entreprises domestiques par rapport à ceux des entreprises étrangères concurrentes afin de renforcer la "compétitivité-prix". L'idée de base qui sous-tend ces politiques est que la performance à l'exportation des entreprises est déterminée par le prix à l'exportation et que la répercussion de la réduction des coûts unitaires sur les

---

1. Un récent exemple est la suggestion par le Groupe d'experts du Smic de revoir les règles de revalorisation du salaire minimum dont « conséquences peuvent être fâcheuses pour la compétitivité française » (p.67, RapportSmic, 2017).



prix à l'exportation est assez élevée pour que les parts de marché des entreprises nationales sur les marchés internationaux augmentent.

Les politiques visant à contenir le coût de production unitaire des entreprises nationales se sont intéressées à un intrant en particulier : le travail. Ces politiques peuvent alors prendre plusieurs formes : modération salariale, flexibilisation de la réglementation du marché du travail, ou encore baisse des prélèvements sociaux sur le travail et leur transfert vers d'autres ressources.

Notre étude se concentre sur la dernière de ces politiques. Depuis le début des années 1990, le gouvernement français a mis en place un ensemble de politiques de réductions des cotisations employeurs avec pour objectif explicite la création d'emploi et parfois le maintien de la compétitivité internationale des entreprises françaises. Du point de vue de leur montant, ces politiques constituent la première politique de l'emploi en France (L'Horty, 2006). Ce rapport vise à déterminer si elles participent également à améliorer la compétitivité des entreprises affectées.

## **Objectifs de l'étude**

L'étude vise à isoler la réaction des entreprises en matière de compétitivité internationale à une variation du coût du travail générée par des politiques d'exonération des cotisations employeurs. À cette fin, trois réformes sont analysées sur la base de données micro-économiques.

La méthode consiste à exploiter l'hétérogénéité des effets mécaniques des politiques mises en place selon la structure initiale des salaires des entreprises. Naturellement les politiques évaluées ont (vraisemblablement) des effets macro-économiques que les méthodes mises en place ici ne permettent pas d'estimer mais seulement de neutraliser – par exemple en effectuant des comparaisons au sein de secteurs précis afin de prendre en compte les effets du cycle économique qui peut être différencié selon les domaines d'activité. Ainsi, ce rapport vise à estimer les effets relatifs des

politiques analysées entre entreprises plus ou moins affectées, sans rendre compte des effets agrégés de ces politiques qui affectent l'ensemble des entreprises dans l'économie.

## **Plan du rapport**

### **Chapitre 1 : Éléments d'évaluation du Pacte de responsabilité 2015**

Le Pacte de responsabilité 2015 a instauré une réduction de 1,8 point des cotisations sociales employeurs pour les rémunérations qui n'excèdent pas 1,6 Smic annuel. Ce chapitre vise à estimer les effets de ce dispositif sur les exportations des entreprises intensément affectées par le dispositif. D'autres variables d'intérêt sont également analysées.

### **Chapitre 2 : Actualisation de l'évaluation du Crédit d'impôt en faveur de la compétitivité et de l'emploi (CICE) et éclairages sur le Pacte de responsabilité 2016**

Ce chapitre est une actualisation des travaux de Malgouyres et Mayer (2018) visant à estimer les effets du CICE sur les performances des entreprises françaises à l'export. Le Pacte de responsabilité 2016 a étendu la baisse de cotisations sociales employeurs de 1,8 point accordée en 2015 jusqu'à 3,5 Smic à partir d'avril 2016. Cette mesure est également analysée.

### **Chapitre 3 : Effets de la Ristourne Juppé II sur la compétitivité internationale**

Ce chapitre examine les effets de la ristourne Juppé II mise en place à la fin de 1996 jusqu'au 31 décembre 1997 sur les exportations des entreprises françaises en adoptant une stratégie d'identification proche de Crépon et Desplatz (2001).



# CHAPITRE 1

## ÉLÉMENT D'ÉVALUATION DU PACTE DE RESPONSABILITÉ 2015

### 1.1 Introduction

#### 1.1.1 Description de la mesure

La loi 2014-892 du 8 août 2014 de financement rectificative de la sécurité sociale pour 2014 a institué une réduction du taux de cotisations d'allocations familiales sur les cotisations acquittées à compter du 1er janvier 2015. Ce dispositif consiste en une réduction de 1,8 point pour les rémunérations qui n'excèdent pas 1,6 Smic annuel. Le taux est fixé à 3,45 % en 2015. Le coût de cette mesure est estimé à 4,58 Mds € pour l'année 2015 (PLFSS, 2017).

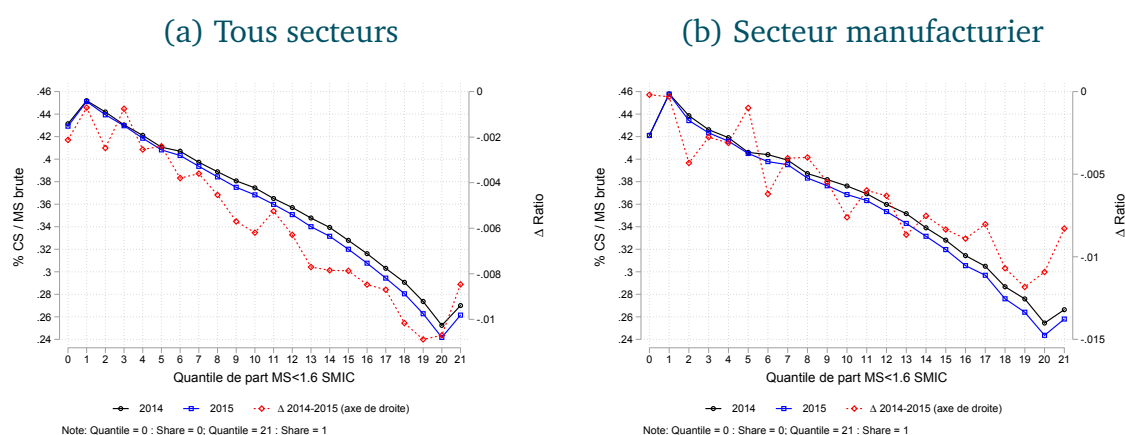
Seize mois après la mise en place de cette première mesure, elle est étendue aux salariés jusqu'à 3,5 Smic – à partir du 1er avril 2016. Cette extension rend l'évaluation de la mesure de 2015 sur la base de comparaisons inter-entreprises délicate dans la mesure où les entreprises qui sont potentiellement de bons groupes de contrôle sont en fait soumises au même dispositif dès avril 2016. Dès lors, cette approche ne peut capturer que des effets de court terme.

## 1.1.2 Statistiques descriptives

On construit un indicateur de la part des cotisations employeurs dans le coût total du travail à partir des données FARE. Cet indicateur est donc défini comme :  $r_i^{CS} = \frac{CS_i}{MS_i}$  où MS fait référence à la masse salariale brute et CS aux charges sociales et où l'indice  $i$  indexe les entreprises. Nous dénotons également  $G_{i,14}(w)$  la part de la masse salariale revenant aux salariés dont le salaire horaire est inférieur à  $w$  au sein de l'entreprise  $i$  en 2014<sup>1</sup>.

La graphique 1.2 montre le ratio moyen  $r^{CS}$  pour différents quantiles de  $G_{i,14}(1.6)$  construit sur la base des données DADS pour les années 2014 et 2015 (axe gauche). On présente également le changement entre 2014 et 2015 pour la même variable (ligne rouge, axe de droite). Il apparaît une relation très clairement négative entre  $G_{i,14}(1.6)$  et  $r_{it}^{CS}$  en 2014 comme en 2015. On remarque en outre que l'évolution du ratio  $\Delta r_i^{CS}$  est plus fortement négative pour les quantiles élevés de  $G_{i,14}(1.6)$ .

**FIGURE 1.1 – Les entreprises avec une forte % MS < 1.6 Smic ont vu leurs charges baisser**

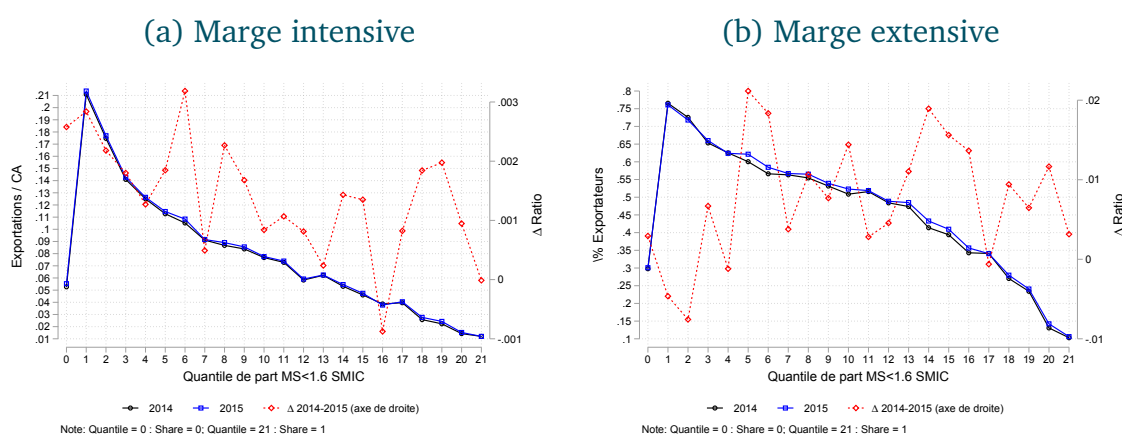


Notes : Sources DADS, FARE et Fichier MVC. L'échantillon correspond à l'ensemble des entreprises présentes dans les bases DADS et FARE sur la période 2009-2015 (échantillon cylindré).

1. La variable dite charges sociales issue des liasses fiscales contient l'ensemble des charges patronales liées aux rémunérations des salariés (cotisations de sécurité sociale, supplément familial, versements aux mutuelles et caisses de retraite etc.). Elle contient également d'autres charges de personnel (les versements faits aux comités d'entreprise et d'établissement, coût de médecine du travail etc.).

L'évolution moyenne est nulle pour les quantiles 1 à 5 et devient progressivement plus négative avec une valeur maximale (en valeur absolue) un peu au dessus de 1 point de pourcentage. La relation entre quantile de part de masse salariale en dessous de 1,6 Smic et l'évolution ratio CS/MS est monotone et négative, mis à part les deux quantiles extrêmes, dénotés 0 et 21 qui correspondent respectivement à une part de 0 et 1 de part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic<sup>2</sup>.

**FIGURE 1.2 – Les entreprises avec une forte % MS < 1.6 Smic ne sont pas devenues plus actives à l'export (marge extensive et marge intensive entre 2014 et 2015)**



Notes : Sources DADS, FARE et Fichier MVC et douanes. L'échantillon correspond à l'ensemble des entreprises présentes dans les bases DADS et FARE sur la période 2009-2015 (échantillon cylindré) et dont l'activité principale relève du secteur manufacturier en 2014.

## 1.2 Stratégie empirique

Contrairement aux allègements de cotisations employeurs en vigueur jusqu'alors, le PR 2015 introduit une discontinuité dans le taux d'allègement moyen à 1,6 Smic – de la même façon que le CICE à 2,5 Smic. Nous essayons d'exploiter cette discontinuité afin de comparer des entreprises dont les dynamiques de l'emploi, des salaires

2. Le premier quantile est exclu de l'analyse empirique.

et de la compétitivité sont comparables mais qui ont été affectées différemment par le dispositif.

Nous dénotons  $G_{it}(w)$  la part de la masse salariale d'une entreprise  $i$  au cours de l'année  $t$  qui revient à des salariés dont le salaire horaire est inférieur à  $w$  fois le Smic. Les entreprises qui ont bénéficié au maximum de la réforme sont celles pour lesquelles la condition  $G_{i,15}(1.6) = 1$  est vérifiée.

Une première approche "naïve" pourrait consister à comparer les entreprises pour lesquels  $G_{i,15}(1.6) = 1$  par rapport à celles pour lesquelles  $G_{i,15}(1.6) = 0$ . Ces deux groupes d'entreprises ayant été affectés très différemment par la réduction du 1er janvier 2015, leur comparaison maximiserait la chance que l'on observe des effets. Néanmoins, cette approche apparaît problématique pour deux principales raisons :

1. La masse salariale en 2015 est une variable endogène car possiblement affectée par la politique de baisse des cotisations jusqu'à 1,6 Smic (causalité inverse). Par exemple, une entreprise subissant en 2015 un choc de demande négatif (domestique ou bien à l'étranger) verra ses ventes décliner (par définition) et transmettra vraisemblablement une partie du choc sur la croissance de la rémunération de ses employés, ce qui augmentera mécaniquement la part de la masse salariale qui est éligible à l'exonération du PR15. Dès lors, une estimation considérant la part contemporaine éligible au PR15 sera vraisemblablement biaisée négativement.
2. Ces entreprises sont susceptibles de différer le long de nombreuses dimensions observées et non observées et de suivre des tendances très divergentes, ne serait-ce qu'en raison, par exemple, des politiques menées avant celle de 2015 et qui reposent également sur la structure de la masse salariale – en particulier le CICE et les allègements généraux de cotisations employeurs (biais de variable omise).

Nous adoptons deux solutions afin de répondre aux problèmes exposés ci-dessus.

1. Afin de résoudre le problème de causalité inverse, nous utilisons, comme cela est standard dans la littérature, la structure salariale la dernière année avant la mise en place du dispositif, en 2014 ( $G_{i,14}(1.6)$ ).<sup>3</sup>

2. Afin d'essayer de comparer des entreprises comparables mais néanmoins différemment affectées par la réforme de 2015, nous imposons quelques restrictions sur la structure salariale des entreprises en question. En particulier nous définissons les groupes de la façon suivante :

1. Groupe à forte exposition au Pacte de responsabilité ou groupe de traitement : Il s'agit des entreprises dont l'exposition au PR15 excède le quartile supérieur d'exposition au sein du secteur manufacturier (plus formellement  $G_{i,14}(1.6) \geq Q_{75}^{mfg}(G_{i,14}(1.6))$ ) et dont moins de 60 % de la masse salariale revient à des salariés payés en dessous de 1,3 Smic ( $G_{i,14}(1.3) \leq 0.60$ ). La restriction de la part de la masse salariale en dessous de 1,3 Smic vise à s'assurer que l'entreprise ne soit pas excessivement intensive en travail très peu qualifié. Cette restriction vise également à s'assurer que les entreprises n'étaient pas excessivement affectées par les allègements généraux dont le barème est dégressif jusqu'à 1,6 Smic mais est très concentré sur le bas de la distribution des salaires.

2. Groupe à faible exposition au Pacte de responsabilité ou groupe de contrôle : Appartiennent à ce groupe les entreprises dont l'exposition au PR 15 est inférieur au quartile supérieur d'exposition, toujours défini au sein du secteur manufacturier ( $G_{i,14}(1.6) < Q_{75}(G_{i,14}(1.6))$ ), et dont au moins 95 % de la masse

---

3. La technique consistant à appliquer le barème post-réforme à l'assiette pré-réforme afin de construire un instrument qui permettent d'amoindrir les problèmes de causalité inverse est classique en économie publique que ce soit dans le cadre d'évaluation au niveau individuel (see e.g. Auten et Carroll, 1999) ou bien de l'entreprise (voir par exemple Bunel et L'Horty, 2012; Saez et al., 2017). Elle est comparable à la technique des instruments shift-share (Bartik) en ce qu'elle interagit des caractéristiques pré-réformes qui varient en coupe mais sont fixes au cours du temps avec des variables qui sont communes à l'ensemble de la coupe des unités mais varient au cours du temps afin d'obtenir une variable qui varie au niveau de l'unité et de la période d'observation (voir par exemple Goldsmith-Pinkham et al., 2018).



salariale revient à des salariés dont le salaire horaire est inférieur à 2,5 Smic ( $G_{i,14}(2.5) \geq 0.95$ ). La restriction de la part de la masse salariale en dessus de 2,5 Smic vise à s'assurer que les entreprises du groupe de contrôle ne sont pas affectées différemment par le CICE que celles du groupe de traitement<sup>4</sup>.

Le Tableau 1.1 montre que les groupes de contrôle et de traitement au PR 15 diffèrent le long de nombreuses dimensions. On constate notamment que les entreprises fortement exposées sont plus grandes, moins productives et paient des salaires par tête plus faibles que celles du groupe de contrôles. Elles sont aussi plus profitables sur la base du ratio EBE sur chiffre d'affaire. En ce qui concerne le commerce international, on voit que les entreprises des deux groupes sont comparables en termes de part de vente à l'étranger et de marge extensive (exportations positives). En revanche les entreprises fortement exposées ont des ventes plus élevées et des valeurs unitaires plus faibles.

La distribution de  $G_{i,14}(1.6)$  pour les groupes de contrôle et de traitement est présentée dans la Figure 1.3.

### **1.2.1 Constitution de l'échantillon d'estimation et des principales variables**

L'échantillon d'estimation est composé des entreprises qui appartiennent soit au groupe de contrôle soit au groupe de traitement (voir condition ci-dessus), qui sont présentes dans la base de données FARE et DADS de façon continue entre 2009 et 2015 et qui ont au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015<sup>5</sup>. Les ratios entre variables issues de FARE ont été winsorisés au 0.5 et 99.5ème percentile. On exclut de l'échantillon les entreprises dont aucun des

---

4. La définition des groupes de traitement en utilisant le quartile supérieure au sein de chaque secteur aboutit à des résultats très proches qui ne sont pas reportés dans ce rapport mais peuvent être obtenus auprès de l'auteur du rapport.

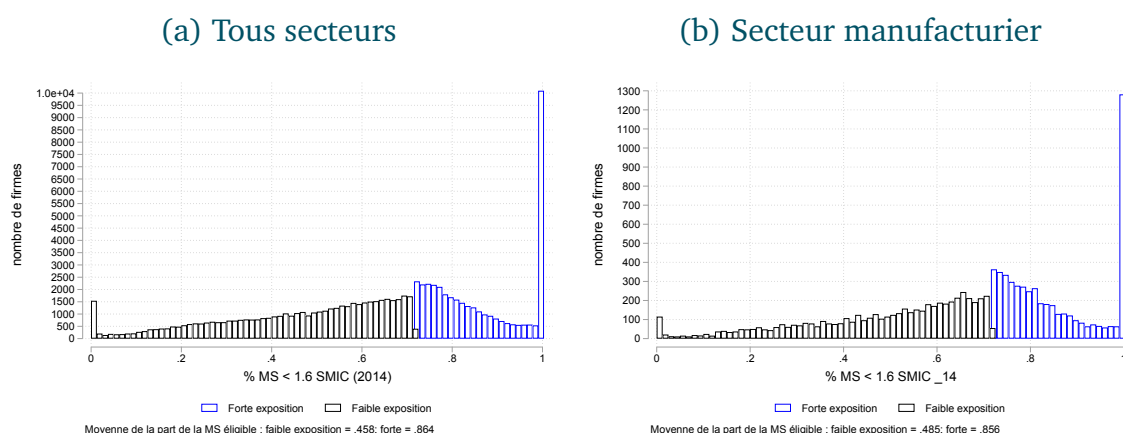
5. Nous travaillons donc sur la base d'un échantillon cylindré ce qui implique que nous ne prenons pas en compte l'effet du PR 15 sur les fermetures d'entreprises. Néanmoins, compte tenu de l'ampleur limitée de la politique, cet effet est vraisemblablement très limité.

**TABLEAU 1.1 – Caractéristiques des entreprises à forte et à faible exposition au PR15**

Variable	(1) Faible exposition	(2) Forte exposition	(3) Différence
% éligible (MS)	0.444 (0.183)	0.834 (0.107)	0.390 (0.000)***
Manufacturier	0.141 (0.348)	0.158 (0.365)	0.017 (0.000)***
Construction	0.302 (0.459)	0.159 (0.366)	-0.143 (0.000)***
Commerce et transports	0.287 (0.453)	0.377 (0.485)	0.089 (0.000)***
Hôtels restaurants	0.063 (0.243)	0.135 (0.342)	0.072 (0.000)***
Information et finance	0.036 (0.187)	0.015 (0.122)	-0.021 (0.000)***
Services aux entr.	0.085 (0.279)	0.029 (0.169)	-0.056 (0.000)***
Autres	0.078 (0.268)	0.118 (0.323)	0.040 (0.000)***
Âge de l'entreprise	20.334 (12.723)	20.376 (12.917)	0.042 (0.651)
Effectifs (ETP)	8.771 (18.490)	21.287 (183.109)	12.516 (0.000)***
ln VA / L	10.782 (0.435)	10.617 (0.422)	-0.165 (0.000)***
ln W / L	10.336 (0.346)	10.199 (0.340)	-0.137 (0.000)***
EBE / CA	0.049 (0.086)	0.051 (0.083)	0.002 (0.002)***
CS / CA	0.098 (0.051)	0.083 (0.046)	-0.015 (0.000)***
CA ≤ 1M euros	0.573 (0.495)	0.484 (0.500)	-0.089 (0.000)***
CA ≤ 2M euros	0.840 (0.366)	0.737 (0.440)	-0.104 (0.000)***
X/S	0.021 (0.099)	0.019 (0.094)	-0.001 (0.082)*
1(X > 0)	0.092 (0.289)	0.095 (0.294)	0.003 (0.100)*
ln V	10.215 (2.403)	10.444 (2.569)	0.229 (0.000)***
ln $\bar{U}V$	2.384 (2.399)	1.604 (2.427)	-0.781 (0.000)***
Observations	37,755	37,535	75,290

Notes : Voir le Tableau 1.2 pour une définition détaillée des variables. Le groupe de traitement est celui dit à "forte exposition" à la baisse des cotisations familiales jusqu'à 1.6 Smic. Il contient les entreprises situées au-delà du quartile supérieur de la distribution de la part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic (défini au sein du secteur manufacturier) en 2014 et qui, en outre, ont une part de leur masse salariale en dessous de 1,3 Smic de moins de 60 %. Le groupe de contrôle est celui dit à "faible exposition". Il contient les entreprises situées en dessous du quartile supérieur de la distribution de la part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic sur les années 2014 au sein du secteur manufacturier et qui, en outre, ont une part de leur masse salariale en dessous de 2,5 Smic supérieure à 95 %.

FIGURE 1.3 – Distribution de la part de MS <1.6 Smic au sein de l'échantillon d'analyse



Notes : Le groupe de traitement est celui dit à “forte exposition” à la baisse des cotisations familiales jusqu’à 1.6 Smic. Il contient les entreprises situées au-delà du quartile supérieur de la distribution de la la part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic (défini au sein du secteur manufacturier) en 2014 et qui, en outre, ont une part de leur masse salariale en dessous de 1,3 Smic de moins de 60 %. Le groupe de contrôle est celui dit à “faible exposition”. Il contient les entreprises situées en dessous du quartile supérieur de la distribution de la part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic sur les années 2014 au sein du secteur manufacturier et qui, en outre, ont une part de leur masse salariale en dessous de 2,5 Smic supérieure à 95 %.

salariés n’est rémunéré en dessous de 1,6 Smic. L’ensemble des variables utilisées dans l’analyse sont décrites dans le Tableau 1.2.

## 1.2.2 Spécification

La spécification principale est la suivante :

$$y_{it} = \beta[T_i \times \mathbb{1}_{\{t \geq 2015\}}] + X'_{it}\delta + \alpha_i + \mu_{s(i)t} + u_{it} \quad (1.1)$$

où :

- $y_{it}$  fait référence à une variable dépendante pour l’entreprise  $i$  à la période  $t$ .
- $\mu_{s(i)t}$  est un effet fixe année  $\times$  secteur. Le secteur d’activité de l’entreprise  $i$  est dénoté  $s(i)$ . Il est fixe au cours du temps et déterminé sur la base de 2014.
- $X'_{it}$  est un ensemble de variable de contrôles qui sont ajoutées progressive-

TABLEAU 1.2 – Description des variables

Nom de variables	Description
Âge de l'entreprise	Année d'exercice moins année de création de l'entreprise (FARE)
Effectifs	Effectifs au 31/12 de l'année considérée (FARE)
Effectifs (ETP)	Effectifs moyen en équivalent temps plein (FARE)
$\ln VA / L$	log de la valeur ajoutée par emploi (FARE)
$\ln W / L$	log de salaire et traitement par emploi (FARE)
EBE / CA	ratio de l'Excédent brut d'exploitation sur le chiffre d'affaire total (FARE)
CS / CA	ratio des charges sociales sur le chiffre d'affaire (FARE)
$X/S$	ratio de la valeur des exportations dans les douanes sur le CA total dans FARE
$1(X > 0)$	indicateur égale à 1 si les exportations sont positives
$\ln X$	log de la valeur des exports
$\ln \bar{UV}$	log de la valeur unitaire moyenne. Les valeurs unitaires sont calculées chaque année pour chaque produit exporté par une entreprise donnée. La moyenne est effectuée au niveau entreprise - année en utilisant la distribution des ventes par produit en 2014 comme poids.

ment dans les estimations ci-dessous.

- $T_i$  est une indicatrice qui est égale à 1 pour les entreprises au sein du groupe traitement.

### 1.3 Résultats sur les variables de commerce international

Cette section présente un ensemble de résultats pour les variables de coût du travail (estimation d'une sorte de première étape) et de compétitivité internationale.

Le Tableau 1.3 montre les résultats pour le secteur manufacturier. La colonne (1) montre un effet négatif, très précis, sur le taux de cotisations sociales. La valeur moyenne des charges sociales par rapport à la masse salariale brute est en moyenne de 0.30. Le coefficient de -0.00632 implique une diminution équivalente à 2 % de ce ratio. L'introduction de variables de contrôle retardées pour la productivité apparente du travail et le salaire moyen affecte à peine le coefficient (colonne 2). En revanche, l'introduction d'effets fixes secteur - année au lieu de simple effets fixes année diminue d'un quart la taille de l'effet estimé (colonne 3). L'interaction

d'indicatrices année et secteur autorise la conjoncture à avoir un effet hétérogène sur les entreprises selon leur secteur d'activité. Le reste de l'analyse conservera cet ensemble d'effets fixes. Le coefficient de la colonne (3) implique une diminution équivalente à 1.6 % de la moyenne du ratio charges sociales sur masse salariale.

Si la baisse de cotisations associé au PR15 est d'une ampleur modeste, ces résultats confirment que les données disponibles et la stratégie empirique mise en place sont à même de mesurer les effets de première étape de cette politique. Le reste des colonnes du tableau s'intéresse aux variables de compétitivité.

La spécification choisie ne détecte aucune évolution différentielle statistiquement significative entre groupe fortement et faiblement exposé en 2015 en termes de marge extensive (colonne 4), de ratio d'exportations sur chiffre d'affaires (colonne 5), de valeur des exportations (colonne 6) et de valeur unitaire moyenne (colonne 7).

On peut mettre en relation la taille des coefficients des colonnes (6) et (7) afin d'obtenir une élasticité prix de la valeur et du volume des exportations. L'élasticité de la demande impliquée par ces coefficients est de -1,98, une valeur relativement plausible compte tenu des résultats de la littérature<sup>6</sup>.

Bien que le secteur manufacturier soit le principal exportateur de biens, des entreprises non-classifiées comme manufacturières participent au commerce international. On étend donc l'analyse à l'ensemble des entreprises de l'échantillon. Les résultats présentés dans le Tableau 1.4 sont de même nature que ceux présentés ci-dessus. On constate un effet de première étape précisément estimé et d'une ampleur plausible<sup>7</sup>, néanmoins les estimations ne parviennent pas à détecter d'effet sur les variables liées à la compétitivité internationale.

---

6. On obtient l'élasticité-prix de la demande en soustrayant 1 au ratio de l'effet sur les ventes sur l'effet sur les valeur unitaires.

7. En effet, l'écart d'intensité de traitement entre les deux groupes est de 0.39 (voir la première ligne de le Tableau 1.1) et le taux d'exonération est de 1.8 pp, ce qui suggère un effet de 0.00702. Les effets estimés dans les colonnes 1 et 2 sont proches de ce chiffre.

TABLEAU 1.3 – Effet du PR15 sur le poids des charges sociales et la compétitivité : secteur manufacturier

	Charges sociales			Commerce international			
	(1) CS / MS	(2) CS / MS	(3) CS / MS	(4) 1( $X > 0$ )	(5) $X/S$	(6) $\ln V$	(7) $\ln \bar{U}V$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00632*** (0.000928)	-0.00621*** (0.000926)	-0.00473*** (0.000977)	0.00147 (0.00415)	0.000573 (0.000691)	0.0526 (0.0412)	-0.0535 (0.0572)
$\ln VA / L_{t-1}$		0.00796*** (0.00116)	0.00816*** (0.00116)	0.0251*** (0.00590)	0.00393*** (0.00103)	0.184*** (0.0416)	0.0689 (0.0587)
$\ln W/L_{t-1}$		-0.000744 (0.00188)	-0.000990 (0.00188)	-0.0243*** (0.00779)	-0.00132 (0.00125)	-0.00605 (0.0618)	0.0174 (0.0813)
Observations	66852	66852	66852	89136	89136	22277	13236
$R^2$	0.835	0.835	0.836	0.782	0.894	0.843	0.762
EF entreprises	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année	✓	✓					
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓	✓
Fstat	46	45	23				
# entreprises	11142	11142	11142	11142	11142	3662	2622

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises appartenant au secteur manufacturier en 2014 ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic en-dessus du quartile supérieur en 2014 et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.4 – Effet du PR15 sur le poids des charges sociales et la compétitivité : tous secteurs

	Charges sociales			Commerce international			
	(1) CS / MS	(2) CS / MS	(3) CS / MS	(4) 1( $X > 0$ )	(5) $X/S$	(6) $\ln X$	(7) $\ln \bar{U}V$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00616*** (0.000412)	-0.00619*** (0.000410)	-0.00466*** (0.000435)	-0.000668 (0.00112)	-0.000000337 (0.000151)	0.0239 (0.0294)	-0.0274 (0.0383)
$\ln VA / L_{t-1}$		0.0125*** (0.000624)	0.0125*** (0.000623)	0.0100*** (0.00167)	0.00107*** (0.000272)	0.201*** (0.0290)	0.0544 (0.0349)
$\ln W / L_{t-1}$		-0.0120*** (0.00102)	-0.0122*** (0.00102)	-0.00850*** (0.00193)	-0.000576** (0.000278)	-0.0978** (0.0433)	-0.106* (0.0559)
Observations	446346	446346	446346	595128	595128	51245	29149
$R^2$	0.865	0.865	0.866	0.739	0.889	0.837	0.796
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année	✓	✓					
EF année × Secteur			✓	✓	✓	✓	✓
F-stat	224	228	115				
# entreprises	74391	74391	74391	74391	74391	9413	6224

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

## **1.4 Résultats sur d'autres variables liées à la compétitivité : forme réduite**

La section 3.2 montre une baisse effective du poids des charges sociales au sein du groupe d'entreprises fortement exposées au PR15. En l'absence de réponse comportementale des entreprises les plus fortement affectées en termes de commerce international, il peut être informatif de considérer l'effet de cette baisse de charges sur d'autres variables, qui bien qu'elles ne soient pas aussi directement liées à la compétitivité internationale que les variables liées aux exportations, sont néanmoins d'intérêt pour les décideurs publics et plus généralement peuvent nous aider à comprendre les effets moyens du dispositif.

Nous considérons un ensemble de variables liées à la performance des entreprises dans le Tableau 1.5. La colonne (1) confirme l'effet négatif de la politique sur le poids des charges sociales par rapport au chiffre d'affaire total. La colonne (2) montre un effet positif net de la politique sur le taux de marge, défini comme le ratio de l'excédent brut d'exploitation par rapport au chiffre d'affaires total, au sein de l'ensemble des entreprises considérées. Néanmoins, l'effet de la politique sur la profitabilité est non significatif et très proche de zéro au sein du secteur manufacturier (panel inférieur colonne 2) <sup>8</sup>.

On constate un effet positif sur la masse salariale (colonne 4), le chiffre d'affaires total (colonne 5), la valeur ajoutée (colonne 6), et les effectifs en équivalent temps plein (colonne 7). L'effet sur les effectifs temps plein est de la même ampleur que celle sur la masse salariale, ce qui implique un effet nul sur les salaires moyens. On remarque que l'effet sur les ventes concerne les ventes domestiques (colonne 8) avec un effet plus fort que sur les ventes totales sans que cet écart ne soit significatif (colonne 9).

---

8. Cette définition du taux de profit est proche de celle adoptée par Nickell (1996) à l'exception des amortissements et des charges financières (qui ne sont pas déduites de l'EBE).

TABLEAU 1.5 – Effet de l'exposition au PR 15 sur d'autres variables d'intérêt

Tous secteurs									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	CS / CA	EBE / CA	Residu EBE	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP	Ln CA dom.	Diff (8)-(5)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00169*** (0.000157)	0.00191*** (0.000506)	0.000215 (0.000460)	0.00984*** (0.00178)	0.0104*** (0.00183)	0.0104*** (0.00243)	0.0109*** (0.00171)	0.0115*** (0.00209)	0.00109 (0.00103)
Observations	446327	446327	446327	446346	446327	446346	446346	446346	446346
$R^2$	0.906	0.670	0.766	0.959	0.971	0.932	0.963	0.961	0.754
# entreprises	74391	74391	74391	74391	74391	74391	74391	74391	74391
Secteur manufacturier									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00151*** (0.000389)	0.000300 (0.00135)	-0.00121 (0.00123)	0.0101** (0.00432)	0.0105** (0.00457)	0.00134 (0.00643)	0.0107** (0.00431)	0.0137** (0.00538)	0.00329 (0.00300)
Observations	66852	66852	66852	66852	66852	66852	66852	66852	66852
$R^2$	0.878	0.629	0.699	0.958	0.971	0.923	0.963	0.960	0.818
# entreprises	11142	11142	11142	11142	11142	11142	11142	11142	11142
EF entreprises	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × Secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôle les retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

On présente dans le Tableau 1.6 un simple test de robustesse qui consiste à construire le groupe de contrôle et de traitement selon la structure salariale sur l'année 2013 plutôt que sur 2014. Ce test permet de s'assurer que les effets estimés plus haut ne reflètent pas un simple phénomène de rebond. On peut imaginer en effet qu'une partie des entreprises fortement exposées sur la base de leurs salaires 2014 ont fait l'expérience d'un choc particulièrement négatif et sont alors susceptibles de relativement mieux performer en 2015.

On constate que les effets sur le poids des charges sociales et le taux de marge sont atténués mais demeurent qualitativement similaires à ceux du Tableau 1.5 et leur ratio est à peine affecté. Néanmoins on constate désormais un effet négatif sur l'emploi (colonne 4) et des effets nuls sur l'ensemble des autres variables. Ainsi, il semble que les effets mis en lumière sur les variables autres que les charges sociales et l'EBE soient peu robustes à l'année utilisée pour la définition du groupe de traitement. En l'absence de travail statistique supplémentaire, il n'est pas aisé de déterminer quel est l'ensemble de résultat le plus crédible. Un effet négatif du PR15 sur l'emploi n'est pas crédible et reflète le plus vraisemblablement un biais de sélection négatif. L'effet positif sur l'emploi en équivalent temps (ETP) dans le



Tableau 1.5 suggère une élasticité de la demande de travail autour de 2,5, ce qui tend à être dans le haut du support ce que trouve la littérature <sup>9</sup>.

TABLEAU 1.6 – Définition de la variable d'exposition sur 2013 au lieu de 2014

Tous secteurs									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	CS / CA	EBE / CA	Residu EBE	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP	Ln CA dom.	Diff (8) - (5)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000945*** (0.000159)	0.00163*** (0.000511)	0.000690 (0.000466)	0.000212 (0.00181)	0.00223 (0.00190)	0.00281 (0.00246)	-0.00647*** (0.00176)	0.00350 (0.00213)	0.00128 (0.00104)
Observations	431350	431350	431350	431370	431350	431370	431370	431370	431370
$R^2$	0.907	0.674	0.770	0.959	0.970	0.932	0.962	0.960	0.753
# firms	71895	71895	71895	71895	71895	71895	71895	71895	71895
Secteur manufacturier									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000853** (0.000394)	0.000657 (0.00137)	-0.000196 (0.00125)	-0.00351 (0.00444)	-0.000902 (0.00472)	-0.00351 (0.00667)	-0.00950** (0.00433)	0.00445 (0.00576)	0.00511 (0.00328)
Observations	64524	64524	64524	64524	64524	64524	64524	64524	64524
$R^2$	0.880	0.635	0.705	0.960	0.971	0.926	0.965	0.958	0.815
# firms	10754	10754	10754	10754	10754	10754	10754	10754	10754
Firm FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Year × Sector FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic dans en-dessus du quartile supérieur entre 2012 et 2014 et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

## 1.5 Transmission du coût du travail dans le taux de profit

Dans cette section, nous nous intéressons plus en détail à la transmission de la baisse du coût du travail dans le taux de profit des entreprises affectées. En particulier, nous estimons la part de baisse des charges sociales qui a été répercutée dans les profits. Nous procédons à cette fin à une estimation par variable instrumentale où nous instrumentons le taux de charges sociales par l'interaction de l'ap-

9. On déduit l'élasticité au coût moyen du travail de la façon suivante. Le PR15 induit une baisse en % des cotisations patronales de 1,7 %. On note donc :  $\Delta CS/CS = 1.7\%$ . Le coût du travail unitaire moyen est égal à : salaire moyen + charges sociales moyennes. On note :  $CT = \bar{w} + \overline{CS}$ . On a vu que la politique n'a pas d'effet sur le salaire moyen dès lors :  $\Delta CT/CT = \Delta \overline{CS}/(\bar{w} + \overline{CS}) = \Delta \overline{CS}/\overline{CS} \frac{\overline{CS}}{\bar{w} + \overline{CS}}$ .

On définit l'élasticité de la demande de travail de la façon suivante :  $\frac{\Delta L/L}{\Delta CT/CT}$ . On note que :

$$\frac{\Delta L/L}{\Delta CT/CT} = \frac{\Delta L/L}{\Delta \overline{CS}/\overline{CS} \frac{\overline{CS}}{\bar{w} + \overline{CS}}} = \frac{1\%}{1.7\% \frac{1}{1+0.3^{-1}}} = 2.55$$

partenance au groupe fortement exposé au Pacte de responsabilité 2015 avec une indicatrice post-réforme. La spécification s'écrit de la façon suivante :

$$\left(\frac{EBE}{CA}\right)_{it} = \beta \left(\frac{CS}{CA}\right)_{it} + X'_{it}\delta + \alpha_i + \mu_{s(i)t} + u_{it} \quad (1.2)$$

$$\left(\frac{CS}{CA}\right)_{it} = \beta_1 [T_i \times \mathbb{1}_{\{t \geq 2015\}}] + X'_{it}\delta_1 + \alpha_{1,i} + \mu_{1,s(i)t} + u_{1,it} \quad (1.3)$$

La ligne supérieure correspond à la deuxième étape alors que la ligne inférieure correspond à la première étape de l'estimation par variable instrumentale. Le paramètre  $\beta$  donne une mesure du "pass-through" dans le profit de la baisse du coût du travail : un coefficient de 1 suggère que chaque euro de baisse de charges est venu augmenter le profit de 1 euro. Le tableau 1.7 présente les principaux résultats. On voit que les régressions de panel produisent des coefficients significativement inférieurs à 1 (colonne 1). Les colonnes (2) et (3) présentent respectivement la forme réduite et l'estimation de la première étape. On voit colonne (4) que les variations de taux de charges sociales induites par le PR15 ont été transmises 1 pour 1 dans le taux de profit des entreprises traitées. On constate cependant que cet effet ne tient pas dans le secteur manufacturier où la répercussion des coût du travail est très proche de zéro.

L'introduction de contrôles retardés dans la spécification n'affecte que très marginalement le coefficient estimé et on ne peut toujours pas rejeter l'hypothèse d'un taux de transmission de 100 % lorsque l'on considère l'ensemble des firmes (colonne 5, panel du haut) et de 0 % lorsque l'on restreint l'échantillon aux entreprises du secteur manufacturier (colonne 5, panel du bas, on note cependant que le coefficient est estimé avec très peu de précision). Le Tableau 1.8 confirme la robustesse des résultats à la période utilisée afin de définir la variable de traitement (2012-2014 au lieu de la seule année 2014).

La Figure 1.4 montre les résultats d'une spécification dynamique qui autorise les coefficients associés au groupe de traitement à varier au cours du temps et sont

TABLEAU 1.7 – Répercussion de la baisse du coût du travail dans le taux de profit

Tous secteurs					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	2SLS : EBE / CA	–
CS / CA	-1.436*** (0.0121)			-1.104*** (0.279)	-1.128*** (0.271)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$		0.00186*** (0.000519)	-0.00168*** (0.000157)		
Observations	446327	446327	446327	446327	446327
$R^2$	0.730	0.664	0.906	0.727	0.731
# entreprises	74391	74391	74391	74391	74391
Secteur manufacturier					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CS / CA	-1.644*** (0.0297)			0.0712 (0.960)	-0.199 (0.876)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$		-0.000104 (0.00139)	-0.00146*** (0.000391)		
Observations	66852	66852	66852	66852	66852
$R^2$	0.705	0.623	0.878	0.616	0.647
# entreprises	11142	11142	11142	11142	11142
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés					✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence instrumentée (voir équation: 1.2). La colonne (1) est une régression en panel du taux de profit sur le coût du travail. Les colonnes (2) et (3) correspondent respectivement au forme réduite et à la première étape de l'estimation par variable instrumentale, où le coût du travail ( $CS/CA$ ) est instrumenté par l'appartenance au groupe de traitement après 2015 ( $D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$ ). Les résultats de la deuxième étape sont montrés dans les colonnes (4) et (5) qui diffèrent par l'inclusion de contrôles observables retardés en colonne (5). Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. L'échantillon est un panel cylindrique d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) < 1.6 Smic supérieur au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

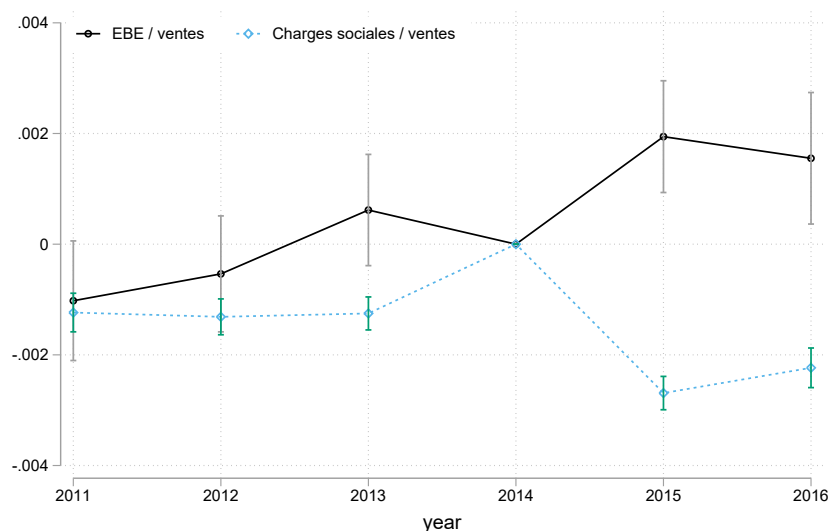
exprimés en termes relatifs à 2014, année pour laquelle le coefficient est normalisé à zéro. Si les pré-tendances ne sont pas parfaitement parallèles, ce qui incite à interpréter les résultats ci-dessus avec prudence, on voit néanmoins un changement brutal dans la taille des coefficients en 2015 et 2016. L'atténuation de la taille des effets entre 2015 et 2016 est cohérente avec la possibilité que les entreprises à faible exposition au PR15 ont été affectées par le PR16<sup>10</sup>.

10. Nous n'avons pu avoir accès à la base FARE 2016 que quelques semaines avant la remise de rapport ce qui explique que le coeur de l'analyse sur des variables non issues des douanes ne porte que sur les années 2009-2015.

TABLEAU 1.8 – Profit pass-through : Définition de la variable d'exposition sur 2012-2014 au lieu de 2014

	Tous secteurs				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	2SLS : EBE / CA	-
CS / CA	-1.415*** (0.0127)			-1.188*** (0.351)	-1.157*** (0.344)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$		0.00167*** (0.000545)	-0.00141*** (0.000165)		
Observations	404200	404200	404200	404200	404200
R <sup>2</sup>	0.733	0.671	0.907	0.731	0.735
# entreprises	67370	67370	67370	67370	67370
	Secteur manufacturier				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CS / CA	-1.632*** (0.0318)			0.452 (1.341)	0.219 (1.234)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$		-0.000519 (0.00145)	-0.00115*** (0.000407)		
Observations	61674	61674	61674	61674	61674
R <sup>2</sup>	0.706	0.628	0.880	0.579	0.612
# entreprises	10279	10279	10279	10279	10279
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés					✓

FIGURE 1.4 – Effet sur le poids des charges sociales et le taux de profit 2011-2016 : double différence dynamique



Notes : Les coefficients sont issus de l'estimation de la spécification suivante :

$y_{it} = \sum_{d=2011, d \neq 2014}^{2016} \beta_d [T_i \times \mathbb{1}_{\{t=d\}}] + X'_{it} \delta + \alpha_i + \mu_{s(i)t} + u_{it}$  où l'ensemble des notations est identique à précédemment – voir description de l'équation 1.1. On autorise ici les coefficients à varier au cours du temps. Le coefficient de 2014 (dernière année avant la réforme) est normalisé à 0.

## **1.6 Hétérogénéité**

### **1.6.1 Hétérogénéité des effets : forme réduite**

Notre analyse empirique a montré de fortes répercussions de la réduction des charges sociales sur le taux de profit, mais peu d'effets robustes sur la croissance de l'emploi et des entreprises en général. On peut penser cependant que cet effet est hétérogène. Schématiquement, on peut considérer que le PR15 affecte les entreprises via deux canaux : (i) il génère une baisse du coût marginal de production et représente également (ii) une injection de trésorerie. En théorie, les entreprises qui sont particulièrement limitées dans leur accès à la finance externe (dette ou capitaux propres) devraient être particulièrement sensibles à l'effet de trésorerie suscité alors que l'ensemble des firmes exposées au PR15 bénéficient de l'effet de baisse du coût marginal.

Afin d'explorer cette potentielle hétérogénéité des effets selon le degré de contrainte de crédit, nous utilisons trois proxies (très imparfaits) : âge, capacité d'autofinancement (rapporté aux immobilisations) et profitabilité (EBE/CA). Ces variables sont mesurées en 2014 et nous divisons l'échantillon en deux selon la position des entreprises par rapport à la valeur médiane. Les résultats pour l'ensemble des secteurs sont reportés dans les Tableaux 1.9 (âge), 1.10 (CAF) et 1.11 (taux de marge).

TABLEAU 1.9 – Hétérogénéité des effets selon l'âge : tous secteurs

Tous secteurs									
> âge médian									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\ln X$	$\ln UV$	Ln Eff.	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00131 (0.00223)	-0.000155 (0.000245)	0.0436 (0.0404)	-0.0582 (0.0469)	0.00460 (0.00286)	0.00624** (0.00244)	0.00735*** (0.00248)	0.00592* (0.00345)	0.00876*** (0.00230)
# entreprises	34951	34951	5091	3812	34951	34951	34951	34951	34951
≤ âge médian									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000406 (0.00170)	0.000380** (0.000183)	-0.0300 (0.0548)	-0.0159 (0.0678)	-0.00164 (0.00318)	0.0106*** (0.00254)	0.0110*** (0.00264)	0.0123*** (0.00342)	0.0108*** (0.00248)
# entreprises	39436	39436	3229	2392	39436	39436	39436	39436	39436
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × Secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.10 – Hétérogénéité des effet selon la capacité d'autofinancement : tous secteurs

Tous secteurs									
> CAF médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\ln X$	$\ln UV$	Ln Eff.	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000349 (0.00200)	0.000274 (0.000209)	-0.00515 (0.0450)	-0.0434 (0.0535)	0.00282 (0.00293)	0.01117*** (0.00246)	0.0136*** (0.00256)	0.0146*** (0.00309)	0.0155*** (0.00232)
# entreprises	36290	36290	4166	3151	36290	36290	36290	36290	36290
≤ CAF médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00131 (0.00190)	0.0000317 (0.000217)	0.0433 (0.0473)	-0.0351 (0.0546)	0.00306 (0.00309)	0.0107*** (0.00241)	0.00982*** (0.00251)	0.00865** (0.00369)	0.00921*** (0.00237)
# entreprises	38098	38098	4151	3050	38098	38098	38098	38098	38098
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.11 – Hétérogénéité des effet selon la profitabilité initiale : tous secteurs

Tous secteurs									
EBE / CA > médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1(X > 0)	X/S	Ln X	ln UV	Ln Eff.	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000440 (0.00191)	0.000180 (0.000201)	0.00149 (0.0493)	-0.0935 (0.0576)	0.000948 (0.00310)	0.00727*** (0.00245)	0.0115*** (0.00248)	0.00890*** (0.00300)	0.0112*** (0.00231)
# entreprises	35797	35797	3653	2706	35797	35797	35797	35797	35797
EBE / CA ≤ médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00148 (0.00199)	0.000120 (0.000224)	0.0300 (0.0441)	0.00831 (0.0515)	0.00402 (0.00296)	0.0139*** (0.00244)	0.0108*** (0.00262)	0.0133*** (0.00374)	0.0123*** (0.00241)
# entreprises	38592	38592	4664	3495	38592	38592	38592	38592	38592
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.12 – Hétérogénéité des effets selon l'âge : secteur manufacturier

Secteur manufacturier									
> âge médian									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1(X > 0)	X/S	Ln X	ln UV	Ln Eff.	Ln MS	Ln CA	Ln VA	Ln Eff. ETP
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00182 (0.00683)	0.000518 (0.000978)	0.0978* (0.0554)	-0.0413 (0.0646)	0.00467 (0.00619)	0.000221 (0.00548)	0.00335 (0.00583)	-0.00631 (0.00869)	0.00775 (0.00539)
# entreprises	6067	6067	2179	1733	6067	6067	6067	6067	6067
≤ âge médian									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00118 (0.00676)	0.00200** (0.000874)	-0.0937 (0.0770)	-0.0570 (0.108)	0.00459 (0.00776)	0.0160** (0.00683)	0.0134* (0.00720)	0.00474 (0.00961)	0.00877 (0.00690)
# entreprises	5074	5074	1170	884	5074	5074	5074	5074	5074
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.13 – Hétérogénéité des effet selon la capacité d'autofinancement : secteur manufacturier

Secteur manufacturier									
> CAF médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\text{Ln } X$	$\ln \bar{UV}$	$\text{Ln Eff.}$	$\text{Ln MS}$	$\text{Ln CA}$	$\text{Ln VA}$	$\text{Ln Eff. ETP}$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00198 (0.00733)	0.00112 (0.000897)	0.0287 (0.0637)	-0.0395 (0.0793)	0.0145** (0.00642)	0.0175*** (0.00590)	0.0244*** (0.00641)	0.0162** (0.00795)	0.0236*** (0.00577)
# entreprises	5145	5145	1555	1211	5145	5145	5145	5145	5145
≤ CAF médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.000958 (0.00641)	0.00137 (0.000983)	0.0590 (0.0632)	-0.0362 (0.0778)	0.00472 (0.00695)	0.00927 (0.00583)	0.00293 (0.00617)	-0.00706 (0.00975)	0.00476 (0.00595)
# entreprises	5996	5996	1794	1406	5996	5996	5996	5996	5996
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.14 – Hétérogénéité des effet selon la profitabilité initiale : secteur manufacturier

Secteur manufacturier									
EBE / CA > médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\text{Ln } X$	$\ln \bar{UV}$	$\text{Ln Eff.}$	$\text{Ln MS}$	$\text{Ln CA}$	$\text{Ln VA}$	$\text{Ln Eff. ETP}$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00381 (0.00676)	0.000888 (0.000807)	0.0319 (0.0605)	-0.115 (0.0780)	0.0116* (0.00609)	0.00705 (0.00550)	0.0168*** (0.00583)	0.00893 (0.00722)	0.0113** (0.00545)
# entreprises	5865	5865	1691	1289	5865	5865	5865	5865	5865
EBE / CA ≤ médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00282 (0.00697)	0.00153 (0.00109)	0.0474 (0.0684)	0.0509 (0.0797)	0.000689 (0.00748)	0.0126** (0.00638)	0.00264 (0.00691)	-0.00856 (0.0108)	0.00937 (0.00644)
# entreprises	5277	5277	1658	1328	5277	5277	5277	5277	5277
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).



## 1.6.2 Hétérogénéité de la transmission du choc dans les profits

Cette section examine l'hétérogénéité de la baisse du coût du travail dans les profits (EBE) selon les trois mêmes caractéristiques que précédemment : âge (Tableau 1.15, la capacité d'autofinancement (Tableau 1.16) et le profit initial (Tableau 1.17).

TABLEAU 1.15 – Hétérogénéité du profit pass-through selon l'âge de l'entreprise

	Tous secteurs							
	> âge médian				En dessous âge médian			
	(1) EBE / CA	(2) CS / CA	(3) EBE / CA	(4) EBE / CA	(5) EBE / CA	(6) CS / CA	(7) EBE / CA	(8) EBE / CA
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00213*** (0.000753)	-0.00182*** (0.000225)			0.00175** (0.000719)	-0.00160*** (0.000220)		
CS / CA			-1.169*** (0.372)	-1.165*** (0.361)			-1.093*** (0.407)	-1.136*** (0.395)
Observations	209706	209706	209706	209706	236597	236597	236597	236597
$R^2$	0.685	0.914	0.746	0.751	0.645	0.899	0.709	0.714
# entreprises	34951	34951	34951	34951	39436	39436	39436	39436
	Secteur manufacturier							
	> âge médian				En dessous âge médian			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.000590 (0.00189)	-0.00123** (0.000524)			-0.000525 (0.00209)	-0.00188*** (0.000591)		
CS / CA			-0.479 (1.449)	-0.724 (1.342)			0.279 (1.149)	0.0340 (1.052)
Observations	36402	36402	36402	36402	30444	30444	30444	30444
$R^2$	0.625	0.887	0.668	0.689	0.619	0.867	0.589	0.622
# entreprises	6067	6067	6067	6067	5074	5074	5074	5074
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés				✓				✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence instrumentée (voir équation: 1.2) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. Les colonnes (1) et (5) correspondent respectivement à la forme réduite et les colonnes (2) et (6) à la première étape de l'estimation par variable instrumentale, où le coût du travail ( $CS/CA$ ) est instrumenté par l'appartenance au groupe de traitement après 2015 ( $D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$ ). Les résultats de la deuxième étape sont montrés dans les colonnes (3) et (4) ainsi que (7) et (8). Dans les colonnes (4) et (8) des contrôles observables retardés sont introduits (le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieur au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.16 – Hétérogénéité du “profit pass-through” selon la capacité d’autofinancement

	Tous secteurs							
	CAF élevée				Faible CAF			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00197*** (0.000683)	-0.00175*** (0.000221)			0.00158** (0.000779)	-0.00157*** (0.000224)		
CS / CA			-1.129*** (0.359)	-1.113*** (0.348)			-1.004** (0.446)	-1.035** (0.435)
Observations	217733	217733	217733	217733	228576	228576	228576	228576
$R^2$	0.689	0.908	0.740	0.746	0.570	0.904	0.651	0.656
# entreprises	36290	36290	36290	36290	38098	38098	38098	38098
	Secteur manufacturier							
	CAF élevée				Faible CAF			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00166 (0.00182)	-0.00253*** (0.000552)			-0.00188 (0.00208)	-0.000403 (0.000552)		
CS / CA			-0.656 (0.677)	-0.692 (0.650)			4.656 (9.951)	3.061 (6.950)
Observations	30870	30870	30870	30870	35976	35976	35976	35976
$R^2$	0.643	0.880	0.691	0.700	0.505	0.873	-0.895	-0.228
# entreprises	5145	5145	5145	5145	5996	5996	5996	5996
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés				✓				✓

Notes : Cette table présente les résultats d’une double-différence instrumentée (voir équation: 1.2) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. Les colonnes (1) et (5) correspondent respectivement à la forme réduite et les colonnes (2) et (6) à la première étape de l’estimation par variable instrumentale, où le coût du travail ( $CS/CA$ ) est instrumenté par l’appartenance au groupe de traitement après 2015 ( $D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$ ). Les résultats de la deuxième étape sont montrés dans les colonnes (3) et (4) ainsi que (7) et (8). Dans les colonnes (4) et (8) des contrôles observables retardés sont introduits (le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur). L’échantillon est un panel cylindré d’entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieur au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l’entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.17 – Hétérogénéité du “profit pass-through” selon le taux de profit

	Tous secteurs							
	Taux de profit élevée				Faible taux de profit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00155** (0.000731)	-0.00182*** (0.000222)			0.00211*** (0.000734)	-0.00158*** (0.000223)		
CS / CA			-0.851** (0.374)	-0.825** (0.359)			-1.337*** (0.411)	-1.366*** (0.404)
Observations	214779	214779	214779	214779	231536	231536	231536	231536
$R^2$	0.647	0.899	0.698	0.707	0.381	0.912	0.517	0.520
# entreprises	35797	35797	35797	35797	38592	38592	38592	38592
	Secteur manufacturier							
	Taux de profit élevée				Faible taux de profit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA	EBE / CA	CS / CA	EBE / CA	EBE / CA
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00115 (0.00175)	-0.00229*** (0.000517)			-0.00156 (0.00220)	-0.000547 (0.000590)		
CS / CA			-0.499 (0.725)	-0.641 (0.671)			2.850 (6.129)	2.074 (5.038)
Observations	35190	35190	35190	35190	31662	31662	31662	31662
$R^2$	0.590	0.875	0.633	0.653	0.378	0.880	-0.475	-0.164
# entreprises	5865	5865	5865	5865	5277	5277	5277	5277
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés				✓				✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence instrumentée (voir équation: 1.2) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. Les colonnes (1) et (5) correspondent respectivement à la forme réduite et les colonnes (2) et (6) à la première étape de l'estimation par variable instrumentale, où le coût du travail ( $CS/CA$ ) est instrumenté par l'appartenance au groupe de traitement après 2015 ( $D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$ ). Les résultats de la deuxième étape sont montrés dans les colonnes (3) et (4) ainsi que (7) et (8). Dans les colonnes (4) et (8) des contrôles observables retardés sont introduits (le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale ( $MS$ ) <1.6 Smic supérieur au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de  $MS$  au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de  $MS$  < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

## 1.7 Test additionnels : le rôle de l'« externalisation »

Le coût du travail est un déterminant du coût total de production qui à son tour détermine le prix optimal décidé par l'entreprise. Empiriquement, la hausse des prix payés par le consommateur semble être un important canal d'ajustement aux variations du salaire minimum (Aaronson, 2001; Renkin et al., 2017; Harasztoni et Lindner, 2018). Dès lors, il est vraisemblable qu'une partie des effets d'une politique de baisse du coût du travail transite via la répercussion (pass-through) de cette baisse dans le prix des consommations intermédiaires. Par exemple, dans le cas de l'évaluation du CICE, Monin et Suarez-Castillo (2018) trouvent une corrélation négative entre l'évolution des prix et l'exposition au CICE, au sein de certains secteurs. Certains de ces secteurs étant fournisseurs d'intrants pour le reste de l'économie, il apparaît plausible que les effets du CICE sur les prix aient pu être transmis via les liens de consommations intermédiaires et se propager au reste de l'économie.

Comme la plupart des études sur le sujet portant sur des données de firmes, nous ne prenons en compte que l'exposition directe à la baisse de coût générée par le PR15 (i.e. celle liée aux salariés directement employés par l'entreprise) sans prendre en compte l'exposition indirecte liée à la diminution du coût des intrants, notamment celle des services externalisés. Les données dont nous disposons pour cette étude ne permettent en effet pas de prendre en compte de façon très détaillée le rôle des relations *input-output*. Nous ne connaissons pas la structure salariale des fournisseurs d'une entreprise donnée, dès lors nous ne pouvons pas calculer précisément son exposition indirecte à la baisse du coût du travail associée au PR15.

Nous pouvons en revanche examiner des entreprises plus ou moins exposées au canal de l'externalisation, selon qu'elles ont plus ou moins recours à l'externalisation de certains services. En effet, nous connaissons les dépenses en prestations de

services de chaque entreprise<sup>11</sup>. Dès lors, nous pouvons examiner dans quelle mesure les effets estimés diffèrent pour les entreprises qui externalisent peu et pour lesquelles le canal indirect est moins important, par rapport aux entreprises qui externalisent plus fortement.

Nous calculons un indice d'externalisation de la façon suivante :

$$\text{Ratio Ext} = \frac{\text{Dépenses prestations}}{\text{Dépenses prestations} + \text{Salaires et traitement} + \text{Charges Sociales}}$$

et classons les entreprises selon que leur indice est au-dessus ou en dessous de la valeur médiane en 2014.

Les résultats pour l'ensemble des secteurs sont présentés dans le Tableau 1.18. On constate une certaine hétérogénéité dans la réaction des entreprises en termes de compétitivité internationale notamment sur les variables portant sur la marge intensive dans les colonnes (2) et (3). Cette hétérogénéité est confirmée lorsque l'on restreint l'estimation sur le secteur manufacturier (Tableau 1.19). Les effets positifs sur la part des exportations par rapport aux ventes et sur la valeur des exportations sont positifs et (marginale) significatifs pour les entreprises qui externalisent peu et pour lesquelles l'erreur de mesure dans le choc que l'on mesure est susceptible d'être moindre.

On peut tenter de fournir un ordre de grandeur des effets estimés. Sur la base de la colonne (2) du Tableau 1.18, on voit un effet de 0.000278 sur la ratio export sur ventes totales. Cela correspond à une hausse de 1,3 % (par rapport à la moyenne du ratio en 2014). L'effet mécanique sur le coût du travail des salariés au-dessous de 1,6 Smic est de 1,8 point de pourcentage (exprimé en salaire brut) ce qui se traduit

---

11. Nous nous concentrons sur les prestations de service car elles sont plus susceptibles de correspondre à des producteurs domestiques et intensifs en bas salaire. À cette fin, nous utilisons une variable issue des liasses fiscales "Autres achats et charges externes" qui sont principalement constitués des charges externes, c'est-à-dire les services achetés par l'entreprise pour assurer son activité courante tels que les achats d'études et de prestations de services, de matériel, d'équipements et de travaux directement incorporés aux ouvrages et aux produits (sous-traitance), la sous-traitance générale, les charges locatives et de copropriété ou frais de publicité.

par une baisse du coût du travail (salaires bruts plus charges sociales) d'environ 1.26 % (si l'on considère une part du salaire brut dans le coût du travail de 0,7). Sur la base d'une élasticité-prix de la demande de 5, et d'une part du coût direct des salariés en dessous de 1,6 Smic dans le coût des secteurs exportateurs de 3 % (Koehl et Simon, 2018) on s'attendrait à un effet de 0,10 %<sup>12</sup>. L'effet semble donc plus élevé qu'anticipé mais il est fort possible que le calcul ci-dessus se fonde sur une sous-estimation de la part dans les coûts de production des firmes traitées des salariés en dessous de 1,6 Smic. Par définition ces entreprises sont intensives en travail peu rémunéré. Une part de 9 % qui correspond à l'économie dans son ensemble (Koehl et Simon, 2018) aboutirait à un prédiction d'un effet d'environ 0,45 % ce qui est plus proche de l'effet effectivement estimé. L'ordre de grandeur semble dès lors plausible.

Ces résultats ne montrent pas directement l'importance des relations *input-output* dans la transmission de choc sur le coût du travail, mais ils soulignent le fait qu'il est vraisemblablement important de les prendre en compte dans le cadre d'une évaluation des politiques de coût du travail. Il s'agit d'un canal sur lequel peu de résultats existent au niveau firme, certainement du fait de la difficulté de reconstituer les réseau des fournisseurs des entreprises à partir des données disponibles. Ces résultats s'appuient sur une mesure imparfaite de l'externalisation et dès lors semblent trop fragiles pour guider directement la formulation de politiques publiques. Néanmoins ils appellent à approfondir notre connaissance concernant le rôle de ce facteur dans la transmission des dispositifs d'exonérations de cotisations sociales employeurs au sein de l'économie.

---

12. On obtient sur la base du produit :  $(5 - 1) \times 0.03 \times 0.0126 \approx 0.15 \%$

TABLEAU 1.18 – Hétérogénéité des effet selon l'externalisation : tous secteurs

Tous secteurs									
Externalisation > médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\text{Ln } X$	$\ln UV$	$\text{Ln Eff.}$	$\text{Ln MS}$	$\text{Ln CA}$	$\text{Ln VA}$	$\text{Ln Eff. ETP}$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.000484 (0.00235)	-0.0000204 (0.000267)	-0.0179 (0.0368)	-0.0587 (0.0409)	0.00735** (0.00313)	0.0114*** (0.00272)	0.00900*** (0.00280)	0.0115*** (0.00401)	0.0135*** (0.00257)
# entreprises	37759	37759	6416	4900	37759	37759	37759	37759	37759
Externalisation ≤ médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	-0.00159 (0.00148)	0.000278* (0.000150)	0.134* (0.0707)	0.0184 (0.106)	-0.00285 (0.00301)	0.00886*** (0.00230)	0.0115*** (0.00237)	0.0102*** (0.00279)	0.00897*** (0.00227)
# entreprises	36631	36631	1905	1301	36631	36631	36631	36631	36631
EF entreprises	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Année × EF secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

TABLEAU 1.19 – Hétérogénéité des effet selon l'externalisation : secteur manufacturier

Secteur manufacturier									
Externalisation > médiane									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$1(X > 0)$	$X/S$	$\text{Ln } X$	$\ln UV$	$\text{Ln Eff.}$	$\text{Ln MS}$	$\text{Ln CA}$	$\text{Ln VA}$	$\text{Ln Eff. ETP}$
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.000828 (0.00755)	0.000727 (0.00109)	-0.0144 (0.0506)	-0.0662 (0.0593)	0.0140** (0.00684)	0.0116* (0.00622)	0.0120* (0.00674)	-0.00113 (0.0103)	0.0131** (0.00606)
# firms	5775	5775	2489	1982	5775	5775	5775	5775	5775
Externalisation ≤ médiane									
$D_i \times \mathbf{1}_{t \geq 2015}$	0.00147 (0.00584)	0.00177** (0.000740)	0.178* (0.102)	0.0597 (0.142)	-0.00166 (0.00690)	0.00763 (0.00596)	0.00809 (0.00607)	0.00301 (0.00744)	0.00779 (0.00606)
# entreprises	5367	5367	860	635	5367	5367	5367	5367	5367
EF entreprise	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF année × secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une double-différence (voir équation: 1.1) sur deux sous-échantillons en fonction de leur position par rapport à la valeur médiane de la variable considérée en 2014. L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 2009-2015. Le groupe de traitement comprend les entreprises avec une part de masse salariale (MS) <1.6 Smic supérieure au quartile supérieur en 2014 (défini au sein du secteur manufacturier) et moins de 60% de MS au dessous de 1.3 Smic. Le groupe de contrôle comprend les entreprises qui sont en dessous du quartile supérieur en termes de MS < 1.6 Smic et dont plus de 95% de la masse salariale est rémunérée en dessous de 2.5 Smic. Les contrôles observables sont le log retardé du salaire moyen et de la VA par travailleur. Écarts-types robustes groupés au niveau de l'entreprise. Les secteurs sont définis au niveau 2-digits (NAF2 – division).

## 1.8 Conclusion

Ce chapitre s'est intéressé aux effets d'une mesure du Pacte de responsabilité appliquée en 2015 qui consistait à baisser de 1,8 point les charges sociales sur les salaires inférieurs à 1,6 Smic. Il s'agit d'une réduction limitée du coût du travail.

Afin de mesurer les effets de cette mesure sur le comportement des entreprises

et leur profitabilité, nous suivons une simple stratégie de double-différence où nous divisons les entreprises selon leur niveau d'exposition *ex ante* à la mesure en fonction de leur structure salariale 2014. Afin d'essayer d'augmenter la comparabilité des entreprises, nous imposons également des restrictions additionnelles sur la part de leur salaires à 1,3 et 2,5 Smic. En dépit de l'ampleur limitée de la mesure, l'analyse parvient à estimer l'effet de la mesure sur le poids relatif des charges sociales (par rapport aux ventes ou bien à la masse salariale brute), ce qui constitue une sorte de première étape.

Néanmoins, aucun effet n'est détecté sur les différentes mesures d'exportations des entreprises. Cette absence d'effet peut être en partie expliquée par le fait que l'échantillon contient en moyenne des entreprises relativement petites et orientées vers le marché domestique. Il est également difficile de détecter un effet moyen de la mesure sur l'emploi, les ventes ou encore la valeur ajoutée. Le résultat le plus robuste qui ressort de l'analyse empirique est le fait que l'on ne peut jamais rejeter l'hypothèse selon laquelle 100 % des baisses de charges sociales aient été transmises dans l'EBE. Un cadre conceptuel stylisé présenté dans l'Annexe B permet de rendre compte des résultats en mettant en relation les résultats sur l'emploi et ceux sur les profits.





## CHAPITRE 2

# EXTENSION DE L'ÉVALUATION DU CICE SUR LA COMPÉTITIVITÉ : 2013-2017

### 2.1 Introduction

Ce chapitre est une actualisation des travaux de Malgouyres et Mayer (2018) visant à estimer les effets du CICE sur les performances des entreprises françaises à l'export.

La spécification estimée est la suivante :

$$\Delta \ln x_{ind} = \beta_d \times \eta_i [\ln(1 - \bar{\nu})] + \mathbf{W}'_{i,2011} \gamma + \mathbf{FE}_{sd} + \mathbf{FE}_{nd} + u_{ind}, \quad (2.1)$$

où :

- $i$  et  $n$  indiquent les entreprises et les destinations, respectivement.
- $\Delta \ln x_{ind} \equiv \ln x_{ind} / x_{in,2012}$  est égal à la croissance des exportations de l'entreprise  $i$  vers le marché  $n$  entre l'année  $d$  et 2012 avec  $d \in \{2013, 2014, \dots, 2017\}$ .
- $\eta_i$  est la part de la masse salariale reçue par des salariés payés en dessous de 2,5 Smic (donc éligibles au CICE) au sein de l'entreprise  $i$  en 2012.  $[\ln(1 - \bar{\nu})]$  est le logarithme de un moins le taux de subvention moyen au cours de la

période  $\bar{\nu} = 0.058$  (ce terme est constant entre entreprises donc il ne fait que changer l'échelle des coefficients estimés sans impact sur l'inférence).

- $W'_{i,2011}$  est un ensemble de variable de contrôles (alternativement en première différence entre 2010 et 2011 ou bien en niveau en 2011).
- $FE_{sd}$  et  $FE_{nd}$  sont deux ensemble d'effets fixes au niveau secteur (NAF2 2 digit) et destination, respectivement.

Cette approche conserve donc une observation par entreprise-destination et projette directement le changement des exportations par rapport à 2012 pour plusieurs horizons temporels sur la variation moyenne du coût du travail induite par les politiques entre 2012 et 2017. Cette méthode a l'avantage de permettre des effets variables dans le temps et n'impose pas de restrictions dynamiques sur la structure des "lags" (Jordà, 2005; Zidar, 2017).

## 2.2 Résultats

### 2.2.1 Différences longues

Les résultats de l'estimation de la spécification (2.1) sont présentés dans les tableaux 2.1 et 2.2. Lorsque les contrôles sont introduits en première différence, on constate une forte instabilité des coefficients d'une année sur l'autre (Tableau 2.1).

On remarque de plus que lorsque les contrôles sont introduits en niveau (Tableau 2.2), les coefficients sont assez différents de ceux présentés dans le Tableau 2.1. La sensibilité des coefficients à la forme des contrôles (première différence ou niveau) est problématique. Néanmoins les deux approches concordent en ce qu'elles ne parviennent pas à mettre en lumière une association statistique robuste entre exposition ex-ante (c'est-à-dire sur la base de variables prédéterminées au moment de la mise en place de la politique) au CICE et croissance des exportations.

**TABEAU 2.1 – Différences longues, contrôles en première différence**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln x_{12,13}$	$\Delta \ln x_{12,14}$	$\Delta \ln x_{12,15}$	$\Delta \ln x_{12,16}$	$\Delta \ln x_{12,17}$
$-\eta_i \ln(1 - 0.058)$	0.670* (0.357)	1.014** (0.442)	0.488 (0.531)	1.489** (0.620)	0.317 (0.669)
$\Delta \ln VA / L_{i,t-1}$	0.0107 (0.0170)	0.00921 (0.0210)	-0.00879 (0.0237)	-0.0421 (0.0283)	-0.0276 (0.0319)
$\Delta \ln Immo_{i,t-1}$	0.122*** (0.0291)	0.182*** (0.0350)	0.193*** (0.0431)	0.246*** (0.0501)	0.252*** (0.0573)
$\Delta \ln Salaire moyen_{i,t-1}$	0.0680* (0.0403)	0.0803* (0.0464)	0.106* (0.0543)	0.186*** (0.0620)	0.177** (0.0700)
$\Delta \ln Heures_{i,t-1}$	0.0835** (0.0422)	0.133*** (0.0472)	0.167*** (0.0576)	0.245*** (0.0785)	0.288*** (0.0745)
Observations	158613	141439	136860	131866	127232
$R^2$	0.005	0.007	0.013	0.016	0.017
EF Destination × année	✓	✓	✓	✓	✓
# entreprises	13473	13276	13169	13096	12996

Notes : Chaque colonne correspond à l'estimation de la spécification présentée dans l'équation (2.1) pour différentes valeur de  $d$ , c'est-à-dire l'horizon temporel sur lequel la croissance des exportations est calculée par rapport à l'année de référence 2012 : colonne (1) 2013, colonne (2) 2014, ... , (5) 2017. La variable  $[\eta_{2012} \ln(1 - \bar{v})]$  représente le degré d'exposition au CICE sur la base de la structure salariale de 2012.

**TABEAU 2.2 – Différences longues, contrôles en niveau**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln x_{12,13}$	$\Delta \ln x_{12,14}$	$\Delta \ln x_{12,15}$	$\Delta \ln x_{12,16}$	$\Delta \ln x_{12,17}$
$-\eta_i \ln(1 - 0.058)$	0.686 (0.505)	0.0169 (0.604)	-0.423 (0.726)	0.469 (0.828)	-0.796 (0.914)
$\ln VA / L_{11}$	0.0308*** (0.0104)	0.0471*** (0.0132)	0.0794*** (0.0155)	0.114*** (0.0187)	0.111*** (0.0215)
$\ln Immo_{11}$	-0.00274 (0.00499)	-0.00246 (0.00652)	-0.0105 (0.00767)	-0.0227** (0.00888)	-0.0186* (0.00984)
$\ln Salaire moyen_{11}$	-0.0221 (0.0252)	-0.0880*** (0.0303)	-0.120*** (0.0368)	-0.133*** (0.0419)	-0.155*** (0.0439)
$\ln Heures_t$	-0.00238 (0.00659)	-0.0145* (0.00878)	-0.00336 (0.0103)	-0.000719 (0.0119)	-0.000451 (0.0135)
Observations	159025	141795	137208	132210	127542
$R^2$	0.005	0.007	0.013	0.015	0.016
EF Destination × année	✓	✓	✓	✓	✓
# entreprises	13525	13328	13220	13147	13046

Notes : Chaque colonne correspond à l'estimation de la spécification présentée dans l'équation (2.1) pour différentes valeur de  $d$ , c'est-à-dire l'horizon temporel sur lequel la croissance des exportations est calculée par rapport à l'année de référence 2012 : colonne (1) 2013, colonne (2) 2014, ... , (5) 2017. La variable  $[\eta_{2012} \ln(1 - \bar{v})]$  représente le degré d'exposition au CICE sur la base de la structure salariale de 2012.

## 2.2.2 Croissance cumulée

La faible stabilité des coefficients estimés ci-dessus (Tableaux 2.1 et 2.2) pourrait s'expliquer par le fait que de nombreuses entreprises exportent une année donnée vers une destination particulière mais pas l'autre – le panel est cylindré au niveau entreprise mais pas au niveau entreprise  $\times$  destination. Dans cette sous-section, nous définissons une variable dépendante qui est égale à la croissance cumulée des exportations jusqu'à une date  $d$  donnée par rapport à la valeur des exportations pour les années 2010-2012 (qui précèdent la mise en place de la politique). La variable est définie de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \ln x_{ind}^c &\equiv \ln \left( \left( \sum_{t=2010}^{2012} x_{nit} \right)^{-1} \sum_{t=2013}^{2013+d} x_{nit} \right) \\ &= \ln \left( \sum_{t=2013}^{2013+d} x_{nit} \right) - \ln \left( \sum_{t=2010}^{2012} x_{nit} \right) \end{aligned} \quad (2.2)$$

La variable  $\Delta \ln x_{ind}^c$  devrait être moins volatile que  $\Delta \ln x_{ind}$  pour deux raisons principales : le point de référence est défini par rapport à la moyenne des années 2010 à 2012 et elle est faiblement croissante en  $d$ .

Les résultats sont globalement comparables avec ceux la sous-section précédente. On ne constate pas d'effet du CICE durable. On constate que les coefficients sont peu sensibles à l'introduction des variables de contrôles en première différence ou en niveau. Un coefficient significativement positif est estimé pour l'année 2013 dans les deux cas, néanmoins il semble peu plausible que le CICE ait un effet de court terme (1 an) sans qu'aucun effet de moyen terme ne soit mis en évidence. On peut donc douter de la nature causale de cette association statistique.

TABLEAU 2.3 – Taux de croissance cumulée, contrôles en niveau

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln x_{in,2013}^c$	$\Delta \ln x_{in,2014}^c$	$\Delta \ln x_{in,2015}^c$	$\Delta \ln x_{in,2016}^c$	$\Delta \ln x_{in,2017}^c$
$-\eta_{12} \times \ln(1 - 0.058)$	1.224** (0.570)	0.316 (0.522)	0.189 (0.538)	-0.108 (0.572)	-0.196 (0.633)
$\ln$ VA par travailleurs $_{11}$	0.0770*** (0.0125)	0.0811*** (0.0114)	0.0835*** (0.0125)	0.0859*** (0.0127)	0.109*** (0.0137)
$\ln$ valeur immo $_{11}$	-0.00190 (0.00552)	-0.00759 (0.00535)	-0.0167*** (0.00548)	-0.0173*** (0.00577)	-0.0199*** (0.00627)
$\ln$ emploi $_{11}$	-0.00361 (0.00736)	-0.00256 (0.00731)	0.00895 (0.00740)	0.00962 (0.00784)	0.0189** (0.00853)
$\ln$ Salaire moyen $_{11}$	-0.104*** (0.0282)	-0.107*** (0.0251)	-0.0901*** (0.0276)	-0.0941*** (0.0295)	-0.111*** (0.0334)
Observations	111817	111145	111130	111163	117454
$R^2$	0.015	0.013	0.015	0.016	0.018
EF Destination $\times$ année	✓	✓	✓	✓	✓
# entreprises	12591	12569	12556	12547	12750

TABLEAU 2.4 – Taux de croissance cumulée, contrôles en première différence

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln x_{in,2013}^c$	$\Delta \ln x_{in,2014}^c$	$\Delta \ln x_{in,2015}^c$	$\Delta \ln x_{in,2016}^c$	$\Delta \ln x_{in,2017}^c$
$-\eta_{12} \times \ln(1 - 0.058)$	1.161*** (0.438)	0.583 (0.395)	0.179 (0.393)	-0.0775 (0.408)	-0.515 (0.439)
$\Delta \ln$ VA par travailleurs $_{11}$	0.0584*** (0.0197)	0.0635*** (0.0180)	0.0880*** (0.0198)	0.0861*** (0.0206)	0.0946*** (0.0215)
$\Delta \ln$ valeur immo $_{11}$	0.0609** (0.0266)	0.0844*** (0.0280)	0.102*** (0.0299)	0.108*** (0.0310)	0.115*** (0.0340)
$\Delta \ln$ emploi $_{11}$	0.0858** (0.0349)	0.125*** (0.0414)	0.132*** (0.0429)	0.144*** (0.0470)	0.136*** (0.0523)
$\Delta \ln$ Salaire moyen $_{11}$	-0.0665* (0.0381)	-0.0745* (0.0394)	-0.0880** (0.0424)	-0.0839* (0.0449)	-0.0997** (0.0492)
Observations	107412	106742	106582	106507	111669
$R^2$	0.017	0.015	0.016	0.018	0.020
EF Destination $\times$ année	✓	✓	✓	✓	✓
# entreprises	12387	12364	12353	12346	12524

## 2.3 Extension de l'analyse au Pacte de responsabilité 2016

### 2.3.1 Description de la mesure

La baisse du taux de cotisations sociales d'allocations familiales de 1,8 point mise en place au 1er janvier 2015 a été étendue de 1,6 à 3,5 Smic au 1er avril 2016. Nous utilisons une approche similaire à celle appliquée au CICE afin d'estimer l'effet de cette extension.

### 2.3.2 Spécification empirique

La stratégie empirique est équivalente à celle de l'évaluation du CICE, à l'exception que l'on agrège les exportations au niveau firme-année.

$$\Delta_2 \ln X_i = \beta \times \eta_i^{b,3.5} + \mathbf{W}'_{i,2014} \gamma + \mathbf{FE}_{s(i)} + u_i, \quad (2.3)$$

où :

- $\Delta_2 \ln X_i \equiv \ln X_{i,2017}/X_{i,2015}$  est égal à la croissance des exportations de l'entreprise  $i$  entre l'année 2017 et 2015. On considère également  $\Delta_1 \ln X_i$  (croissance entre 2016 et 2015) ainsi que  $\overline{\Delta \ln X_i}$  (croissance moyenne sur la période 2016/2017 par rapport à 2015).
- $\eta_i^{b,3.5}$  est la part de la masse salariale reçue par des salariés payé entre 1,6 et 3,5 Smic (donc éligible au PR16) au sein de l'entreprise  $i$  en 2015. La variable  $\eta_i^{b,3.5}$  a une moyenne de 0.427, un écart-type de 0.2447, une médiane de 0.4301, une décile inférieur de 0.0612 et un décile supérieur de 0.7534.
- $\mathbf{W}'_{i,2014}$  est un ensemble de variable de contrôles en niveau de 2014.
- $\mathbf{FE}_s$  est un ensemble d'effets fixes sectoriels (NAF2 2 digit).

On peut caractériser le ciblage des entreprises exportatrices par le dispositif PR16 par rapport au dispositif PR15 en comparant au sein de notre échantillon la corrélation entre des mesures de performance d'exportation en 2014 et  $\eta_i^{b,3.5}$  et  $\eta_i^{1.6}$

(la part de la masse salariale associée à des salaires horaires inférieurs à 1,6 Smic) évalués en 2015. On obtient les deux corrélations suivantes :

$$\text{Corr}(\eta_i^{b,3.5}, 1(X_{14} > 0)) = 0.13 \text{ et } \text{Corr}(\eta_i^{1.6}, 1(X_{14} > 0)) = -0.2298.$$

On voit donc que l'exposition au PR15 est négativement corrélée avec la marge extensive des exportations en 2014 et que l'inverse est vrai pour l'exposition au PR16. On voit aussi que la part d'exportateurs est de 15 % dans le décile supérieur  $\eta^{1.6}$  et de 65 % dans le décile inférieur (après avoir pris en compte les effets de compositions sectoriels en "résidualisant" les variables vis-à-vis d'effets fixes secteur). Au contraire, la part d'exportateurs est de 55% dans le décile supérieur  $\eta^{b,3.5}$  et de 27,5 % dans le décile inférieur. Le ciblage direct du PR16 est donc, de façon peu surprenante, plus favorable aux exportateurs.

### 2.3.3 Résultats sur le Pacte de responsabilité 2016

Pour résumer les résultats de manière rapide, il est impossible de détecter un effet statistique du PR16 sur les variables de commerce international (Tableau 2.5).

**TABLEAU 2.5 – PR16 : croissance des exportations régressée sur l'exposition au traitement**

	Pas de contrôles retardés			Contrôles retardés		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta_1 \ln X$	$\Delta_2 \ln X$	$\Delta \ln X$	$\Delta_1 \ln X$	$\Delta_2 \ln X$	$\Delta \ln X$
% MS entre 1.6 et 3.5 SMIC <sub>2015</sub>	0.0245 (0.0359)	-0.0358 (0.0432)	0.0600 (0.0387)	0.0386 (0.0391)	-0.0160 (0.0469)	0.0550 (0.0422)
Observations	15995	15442	16391	15930	15382	16324
R <sup>2</sup>	0.002	0.002	0.002	0.004	0.004	0.004
Secteur FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés				✓	✓	✓

Notes : Chaque colonne correspond à l'estimation de la spécification présentée dans l'équation 2.3. Les contrôles retardés en niveau incluent : ln VA par travailleur, ln Immobilisations, ln Salaire moyen, ln Heures travaillées.



## 2.4 Discussion et conclusion

Ni le CICE ni le PR16 ne sont associés avec des effets statistiquement significatifs sur la performance à l'exportation. Même avec un ciblage du PR16 est bien plus orienté vers les firmes exportatrices que les autres mesures analysées (notamment le PR15), l'analyse ne parvient pas à détecter d'effet sur le comportement exportateur des firmes françaises. Il convient de prendre ces résultats avec prudence car, contrairement aux autres analyses (Ristourne II, PR15), nous n'avons pas pu valider notre mesure d'exposition en s'assurant quelle soit fortement corrélée à l'évolution du poids des cotisations sociales documenté par les entreprises dans les liasses fiscales (FARE).

## Annexe

**TABLEAU 2.6 – PR16 : hétérogénéité selon le degré d'externalisation**

	Externalisation élevée			Faible externalisation		
	(1) $\Delta_1 \ln X$	(2) $\Delta_2 \ln X$	(3) $\Delta \bar{\ln X}$	(4) $\Delta_1 \ln X$	(5) $\Delta_2 \ln X$	(6) $\Delta \bar{\ln X}$
% MS entre 1.6 et 3.5 SMIC 2015	0.0520 (0.0577)	-0.0558 (0.0710)	0.0255 (0.0618)	0.0487 (0.0790)	-0.00548 (0.0923)	0.0662 (0.0835)
Observations	10877	10595	11136	5738	5483	5904
$R^2$	0.005	0.005	0.008	0.008	0.011	0.009
Secteur FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Contrôles retardés	✓	✓	✓	✓	✓	✓

*Notes* : Chaque colonne correspond à l'estimation de la spécification présentée dans l'équation 2.3. Les contrôles retardés en niveau incluent : ln VA par travailleur, ln Immobilisations, ln Salaire moyen, ln Heures travaillées. Une entreprise est considérée comme ayant un forte degré d'externalisation si le ratio de autres charges externes par rapport au coût du travail (masse salariale et charges sociales) en 2014 est plus élevé que la valeur médiane de cette variable au sein du secteur manufacturier.

## CHAPITRE 3

# LA RISTOURNE JUPPÉ II ET LA PERFORMANCE À L'EXPORTATION DES ENTREPRISES CIBLÉES : 1995-1997

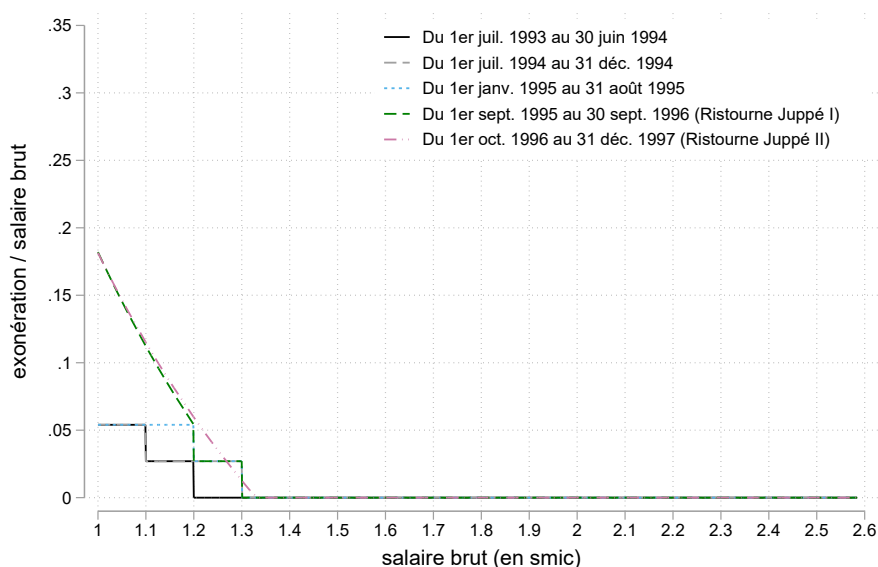
### 3.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous examinons les effets de la ristourne Juppé II mise en place à la fin de 1996 jusqu'au 31 décembre 1997. Cette ristourne a considérablement augmenté le taux d'exonération autour du Smic par rapport aux dispositifs précédents – voir Figure 3.1. Nous adoptons une stratégie d'identification identique à celle de Crépon et Desplatz (2001) et examinons les effets de la baisse de charges entre 1995 et 1997 sur la compétitivité internationale<sup>1</sup>.

---

1. Néanmoins, contrairement à Crépon et Desplatz (2001), nous restreindrons nos travaux à une spécification linéaire.

FIGURE 3.1 – Exonérations de cotisations employeurs entre 1994 et 1997



Notes : Ce graphique représente l'effet en termes de réduction du coût du travail des différents dispositifs mis en place entre 1993 et 1997 exprimé en pourcentage du salaire brut, pour les employeurs éligibles à ces dispositifs. Sources : Barèmes IPP, Prélèvements sociaux (avril 2018)

## 3.2 Approche empirique

### 3.2.1 Mesurer les effets ex-ante de la baisse de charges sur le coût du travail

Des techniques de microsimulation sont nécessaires afin de calculer le coût de la main-d'oeuvre à partir des informations disponibles dans les données des fichiers postes DADS. Le présent travail repose sur l'utilisation du modèle TAXIPP développé à l'Institut des politiques publiques (IPP), et en particulier sur le module cotisations sociales. Le modèle tient compte du barème des contributions de sécurité sociale, tel qu'il est recueilli dans les Barèmes IPP, et calcule les cotisations sociales employeurs et employés ainsi que les exonérations de cotisations sociales employeurs. Le modèle simule de manière très détaillée la complexité des CSP françaises, y compris les régimes locaux de sécurité sociale tels que celui de la région Alsace-Moselle.

Afin de microsimuler les effets ex-ante, nous appliquons le barème 1997 sur la structure salariale des entreprises en 1995 en utilisant les mesures monétaires (notamment le Smic et les plafonds de sécurité sociale) de 1995. Nous appliquons ensuite le barème de 1995 sur les données 1995. Une difficulté provient du changement de barème au cours de l'année 1995 alors que les données dont nous disposons sont de fréquence annuelle. Nous appliquons donc une moyenne pondérée des barèmes en vigueur au cours de l'année 1995 à hauteur de la durée d'application de chaque barème.

Plus formellement, en notant  $\theta_t$  les mesures monétaires pour l'année  $t$ ,  $x_i$  les caractéristiques pertinentes d'un salarié  $i$  (incluant les caractéristiques de son employeur) et  $T_d(\theta, X)$  la fonction qui retourne le coût du travail sur la base du barème  $d$ , des paramètres monétaires  $\theta$  et des caractéristiques individuelles  $X$ . On note également  $f : i \mapsto j$  la fonction qui assigne un individu  $i$  à une entreprise  $j$ .

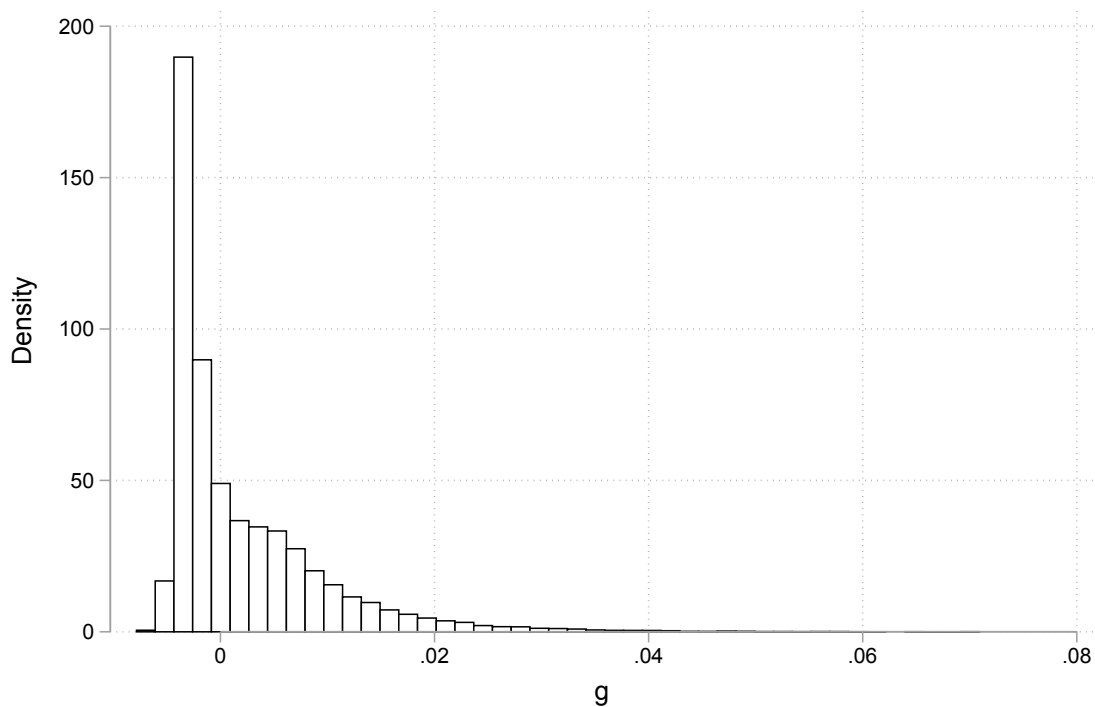
Nous calculons notre instrument de la façon suivante :

$$Z_j = -\ln \left( \frac{\sum_{i:f(i)=j} T_{1997}(\theta_{1995}, x_i)}{\sum_{i:f(i)=j} T_{1995}(\theta_{1995}, x_i)} \right) \quad (3.1)$$

La variable  $Z_j$  mesure donc l'effet ex-ante en points de log des variations de barème entre le 1er janvier 1995 et le 31 décembre 1997. En plus des exonérations de cotisations employeurs, des changements de taux de cotisations différenciés selon les niveaux de revenus sont intervenus sur la période considérée. Il est important de prendre en compte ces augmentations car elles sont certainement corrélées avec les exonérations de cotisations employeurs. On note en particulier une forte hausse du taux tranche 2 (1 à 3 Plafond de sécurité sociale) des taux AGIRC (cadres) pour les tranches B (1 à 4 PSS) et C (4 à 8 PSS). Cela explique vraisemblablement le fait qu'une partie non négligeable des entreprises sont associées à une hausse du coût du travail ( $Z$  négatif) – voir Figure 3.2. Dès lors, il est important d'interpréter nos résultats comme reflétant des variations dans le coût du travail dont toutes n'ont

pas pour origine la Ristourne Juppé mais également divers changements de barème des cotisations sociales employeurs.

**FIGURE 3.2 – Distribution de la baisse du coût du travail ex-ante entre 1995 et 1997 : Secteur manufacturier**



Notes : Cet histogramme représente la densité de la variation ex-ante du coût du travail induite par le changement de barème des allègements de cotisations employeurs entre 1995 et 1997 – voir Equation 3.1 pour une définition.

### 3.2.2 Stratégie empirique

La spécification principale est la suivante :

$$\Delta \ln y_i = \beta Z_i + \mathbf{x}'_i \delta + \mu_{s(i)} + u_i \quad (3.2)$$

où :

- $\Delta \ln y_i$  est le changement du log de la variable  $y$  pour l'entreprise  $i$  entre 1997

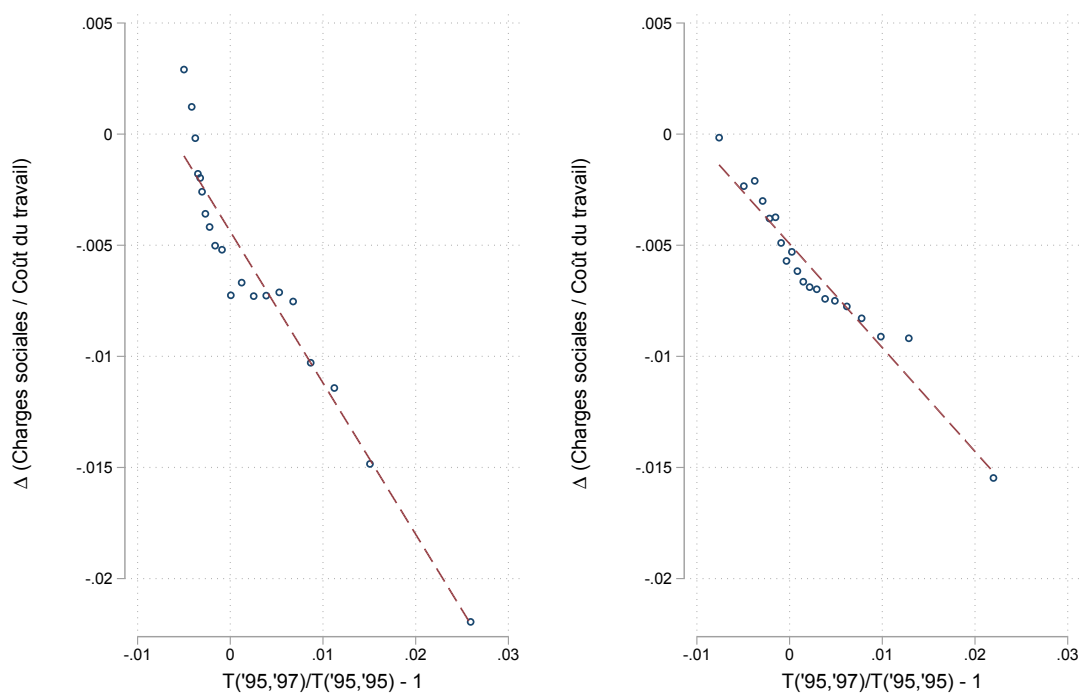
et 1995.

- $Z_i$  est la variable qui mesure la baisse ex-ante du coût du travail impliqué par les changements d'exonérations et de barème plus généralement entre début 1995 et 1997.
- $\mathbf{x}_i$  est un ensemble de variables de contrôles
- $\mu_s$  est un effet fixe secteur

Des statistiques descriptives sont présentées dans la Table 3.1.

Nous pouvons voir dans quelle mesure la baisse ex-ante du coût du travail  $Z_i$  est corrélée avec une baisse de la part des charges sociales au sein du coût du travail. Les résultats sont exposés graphiquement dans la Figure 3.3 qui montre l'évolution moyenne du ratio CS/Coût du travail par quantiles de  $Z$ . La relation très nettement négative.

**FIGURE 3.3 – La part des charges sociales dans le coût du travail a diminué dans les entreprises plus exposées aux exonérations Juppé en 1995 (Secteur manufacturier à gauche et tertiaire à droite)**



Notes : Chaque point représente la moyenne du changement entre 1995 et 1997 du ratio de charges sociales sur coût du travail total (salaires bruts plus charges sociales) pour différents quantiles  $Z$  – voir définition Equation (3.2).

TABLEAU 3.1 – Statistiques descriptives

	Manufacturier	Tertiaire	Manuf., exportateur en 1994
<i>Ex ante <math>\Delta</math> coût du travail</i>			
Ex-ante $\Delta$ coût du travail	0.00196	0.00276	0.00120
--, 0 si négative	0.00354	0.00425	0.00288
--, conditionnellement à $> 0$	0.00814	0.00864	0.00739
<i>Variables au niveau entreprise</i>			
Part de la dette	0.65026	0.70148	0.63384
Coût apparent du crédit	0.03860	0.03291	0.04328
Ln K/L	4.91780	4.53677	5.09690
EBE / K	0.70305	0.86057	0.76334
Ln VA	8.51941	7.97364	9.00142
Ln Salaire brute	14.79130	14.23438	15.24136
Ln VA / L	0.24822	0.22388	0.28339
$\delta$ = taux de dépréciation	0.22034	0.17341	0.21549
Ln Chiffre d'affaires	9.35006	9.01378	9.87175
<i>Structure emploi</i>			
Part emp. qualif., jeune et masculin	0.01197	0.01358	0.01283
Part emp. qualif., âge moyen et masculin	0.14492	0.15843	0.15207
Part emp. qualif., âgé et masculin	0.05236	0.05093	0.05298
Part emp. moyen. qualif., jeune et masculin	0.04946	0.06128	0.04167
Part emp. moyen. qualif., âge moyen et masculin	0.23096	0.23251	0.21188
Part emp. moyen. qualif., âgé et masculin	0.03867	0.04061	0.03700
Part emp. peu qualif., jeune et masculin	0.06245	0.04304	0.05819
Part emp. peu qualif., âge moyen et masculin	0.10255	0.03788	0.10887
Part emp. peu qualif., âgé et masculin	0.01694	0.00648	0.01832
Part emp. qualif., jeune et féminin	0.00481	0.01054	0.00529
Part emp. qualif., âge moyen et féminin	0.03546	0.06723	0.03936
Part emp. qualif., âgé et féminin	0.01093	0.01562	0.01135
Part emp. moyen. qualif., jeune et féminin	0.02268	0.05026	0.02085
Part emp. moyen. qualif., âge moyen et féminin	0.09992	0.14551	0.10013
Part emp. moyen. qualif., âgé et féminin	0.01934	0.02551	0.01841
Part emp. peu qualif., jeune et féminin	0.01811	0.01432	0.01906
Part emp. peu qualif., âge moyen et féminin	0.06392	0.01950	0.07512
Part emp. peu qualif., âgé et féminin	0.01458	0.00676	0.01660
<i>Dynamiques</i>			
$\Delta \ln V_{94}^{95}$	1.95531	1.93985	1.95561
$\Delta \ln \text{Salaire brut}_{94}^{95}$	0.06167	0.04354	0.06549
$\Delta \ln \text{Effectifs Moyens (ETP)}_{94}^{95}$	0.04710	0.05297	0.04766
<i>Commerce internationale</i>			
$\Delta \ln X_{95}^{97}$	0.12705	0.05180	0.12705
Valeur (milliers Francs)	3483321.85508	1683860.13471	3483321.85508
Observations	38876	116567	24227

### 3.3 Résultats de base

Avant d'examiner directement l'effet de la baisse du coût du travail sur les performances à l'exportations, nous vérifions qu'en dépit de certaines différences avec les travaux de Crépon et Desplatz (2001) nous trouvons des effets d'un ordre de grandeur similaire concernant les variables liées à l'emploi.

Le Tableau 3.2 présente les résultats d'une spécification qui inclut comme va-



riable de contrôle la liste détaillée ci-dessous (l'ensemble des variable est mesuré en 1995) :

- Le taux d'endettement : il est mesuré comme étant le ratio de la dette par rapport à la valeur des fonds propres.
- L'intensité capitaliste (en log) : il s'agit du ratio immobilisations totales sur effectifs.
- Taux de dépréciation du capital : amortissement sur total du bilan brut
- Coût de la dette : ratio charges financières sur dette.
- Masse salariale brute (DADS, en log)
- Productivité apparente du travail (en log), sur la base de la valeur ajoutée brute (aux coûts des facteurs) sur les effectifs moyens (ETP).
- Ventes (log) : chiffre d'affaires total

Ces variables sont décrites dans la Table 3.1 sous le chapeau "Variables au niveau entreprises". La spécification n'inclut aucun contrôle au niveau sectoriel. La ligne  $\hat{\beta} \times \bar{g}$  présente le produit du coefficient estimé avec la valeur moyenne du traitement multipliée par cent.

**TABLEAU 3.2 – 1995-1997 : Contrôles de base 1995**

	Secteur manufacturier				Tertiaire			
	(1) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(2) $\Delta \ln VA$	(3) $\Delta(CS/CT)$	(4) $\Delta \ln CT/L$	(5) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(6) $\Delta \ln VA$	(7) $\Delta(CS/CT)$	(8) $\Delta \ln CT/L$
$\Delta CT$ ex-ante	3.459*** (0.226)	0.845*** (0.236)	-0.934*** (0.0294)	-3.241*** (0.202)	2.989*** (0.126)	0.851*** (0.128)	-0.560*** (0.0164)	-2.329*** (0.116)
Observations	38661	38659	38661	38661	115327	115309	115327	115327
Adjusted $R^2$	0.046	0.044	0.051	0.032	0.032	0.029	0.023	0.028
$\hat{\beta} \times \bar{g}$ (in %)	.68%	.17%	-.18%	-.64%	.82%	.23%	-.15%	-.64%
Contrôles 1	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une régression linéaire en première différence (voir équation: 3.2). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 1995-1997. Les écarts-types robustes sont reportés entre parenthèses.

Le Tableau 3.3 présente les résultats de la même spécification en termes de

contrôles observables, mais en ajoutant des effets fixes sectoriels au niveau 3 digit (NAF 2003 Rev 1).

**TABLEAU 3.3 – 1995-1997 : Contrôles 1995 de base + EF secteur**

	Secteur manufacturier				Tertiaire			
	(1) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(2) $\Delta \ln VA$	(3) $\Delta(CS/CT)$	(4) $\Delta \ln CT/L$	(5) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(6) $\Delta \ln VA$	(7) $\Delta(CS/CT)$	(8) $\Delta \ln CT/L$
$\Delta CT$ ex-ante	3.469*** (0.237)	1.722*** (0.253)	-0.682*** (0.0289)	-2.223*** (0.209)	2.741*** (0.131)	0.913*** (0.135)	-0.435*** (0.0174)	-1.720*** (0.120)
Observations	38661	38659	38661	38661	115323	115305	115323	115323
Adjusted $R^2$	0.062	0.057	0.088	0.045	0.049	0.045	0.031	0.038
$\hat{\beta} \times \bar{g}$ (in %)	.68%	.34%	-.13%	-.44%	.76%	.25%	-.12%	-.47%
Cont. 1 + EF secteur	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une régression linéaire en première différence (voir équation: 3.2). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 1995-1997. Les écarts-types robustes sont reportés entre parenthèses.

Le Tableau 3.4 conserve l'ensemble des contrôles observables et des effets fixes sectoriels inclus précédemment et ajoute un ensemble de contrôles sur la structure de la main d'oeuvre en terme de qualification, âge et sexe. Ces variables sont décrites dans la Table 3.1 sous le chapeau "Structure emploi".

**TABLEAU 3.4 – 1995-1997 : Contrôles 1995 extensifs + EF secteur**

	Secteur manufacturier				Tertiaire			
	(1) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(2) $\Delta \ln VA$	(3) $\Delta(CS/CT)$	(4) $\Delta \ln CT/L$	(5) $\Delta \ln \text{Emploi}$	(6) $\Delta \ln VA$	(7) $\Delta(CS/CT)$	(8) $\Delta \ln CT/L$
$\Delta CT$ ex-ante	2.471*** (0.245)	0.924*** (0.263)	-0.575*** (0.0306)	-1.701*** (0.219)	1.886*** (0.134)	0.176 (0.139)	-0.400*** (0.0181)	-1.486*** (0.124)
Observations	38661	38659	38661	38661	115323	115305	115323	115323
Adjusted $R^2$	0.075	0.074	0.096	0.048	0.061	0.059	0.034	0.040
$\hat{\beta} \times \bar{g}$ (in %)	.49%	.18%	-.11%	-.33%	.52%	.05%	-.11%	-.41%
Contrôles 2	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une régression linéaire en première différence (voir équation: 3.2). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 1995-1997. Les écarts-types robustes sont reportés entre parenthèses.

Le Tableau 3.5 conserve l'ensemble des contrôles observables et des effets fixes sectoriels inclus précédemment et ajoute un ensemble de contrôle en première différence entre 1994 et 1995. Ces variables sont décrites dans la Table 3.1 sous le chapeau "Dynamiques".

On peut faire le ratio du coefficient de la colonne (1) et (4) pour obtenir une élasticité de la demande de travail. L'élasticité pour le secteur manufacturier impliquée par les résultats du Tableau 3.2 est de -1.07 ce qui est plus élevé, mais reste comparable à celle que l'on peut déduire du Tableau 4 (colonne 1) de Crépon et Desplatz (2001) (-0,7). En revanche, les résultats du Tableau 3.5 implique une élasticité de de -1,6, ce qui est largement plus élevée mais demeure dans le même ordre de grandeur que d'autres résultats obtenus dans la littérature (voir par exemple Kramarz et Philippon, 2001).

**TABLEAU 3.5 – 1995-1997 : Contrôles 1995 extensifs + EF secteur +  $\Delta 94-95$**

	Secteur manufacturier				Tertiaire			
	(1) $\Delta \ln$ Emploi	(2) $\Delta \ln VA$	(3) $\Delta(CS/CT)$	(4) $\Delta \ln CT/L$	(5) $\Delta \ln$ Emploi	(6) $\Delta \ln VA$	(7) $\Delta(CS/CT)$	(8) $\Delta \ln CT/L$
$\Delta CT$ ex-ante	2.180*** (0.238)	1.038*** (0.260)	-0.581*** (0.0305)	-1.371*** (0.202)	1.597*** (0.131)	0.234 (0.138)	-0.409*** (0.0180)	-1.191*** (0.118)
Observations	38485	38483	38485	38485	114867	114850	114867	114867
Adjusted $R^2$	0.111	0.093	0.101	0.153	0.104	0.073	0.039	0.132
$\hat{\beta} \times \bar{g}$ (in %)	.43%	.2%	-.11%	-.27%	.44%	.06%	-.11%	-.33%
Contrôles 3	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les résultats d'une régression linéaire en première différence (voir équation: 3.2). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 1995-1997. Les écarts-types robustes sont reportés entre parenthèses.

### 3.4 Variable de commerce international

Les résultats concernant le commerce international sont présentés dans le Tableau 3.6. On ne trouve encore une fois aucun effet significatif sur le secteur manufacturier.

TABLEAU 3.6 – Effets sur les exportations : 1995-1997

	Secteur manufacturier				Tertiaire			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta X_{95}^{97}$	$\Delta_e X_{95}^{97}$	$\Delta \#dest_{95}^{97}$	$\Delta \#prod_{95}^{97}$	$\Delta X_{95}^{97}$	$\Delta_e X_{95}^{97}$	$\Delta \#dest_{95}^{97}$	$\Delta \#prod_{95}^{97}$
$\Delta CT$ ex-ante	0.646 (1.888)	-1.834 (1.752)	1.141 (2.850)	1.305 (2.565)	1.225 (1.435)	0.361 (1.289)	9.049*** (2.476)	15.47*** (2.374)
Observations	15785	16367	11733	13987	18368	19307	12924	16100
Adjusted $R^2$	0.009	0.010	0.445	0.318	0.012	0.017	0.360	0.297
$\hat{\beta} \times \bar{g}$ (in %)	.18%	-.5%	.32%	.36%	.34%	.1%	2.5%	4.27%

Notes : Cette table présente les résultats d'une régression linéaire en première différence (voir équation: 3.2). L'échantillon est un panel cylindré d'entreprises ayant au moins 4 employés par année au cours de la période 1995-1997. Les écarts-types robustes sont reportés entre parenthèses.

### 3.5 Discussion et conclusion

L'évolution du barème des baisses de cotisations employeurs entre 1995 et 1997 a affecté de façon très hétérogène les entreprises en fonction de leur structure salariale initiale. Dans cette section, nous exploitons cette hétérogénéité afin d'estimer dans quelle mesure les entreprises les plus bénéficiaires de ces politiques ont augmenté leur performance à l'exportation. Nous ne parvenons à mettre en évidence aucun effet positif de ces baisses du coût du travail sur la compétitivité internationale. Nous trouvons néanmoins de forts effets sur l'emploi dont l'amplitude est relativement robuste aux différents ensembles de contrôles introduits.

Il est notable que, dans un même contexte empirique, nous mettons en évidence une forte réactivité de l'emploi sans parvenir à détecter un effet positif sur les exportations. On remarque également que dans le cas du secteur manufacturier, les effets sur l'emploi sont bien supérieurs à ceux sur la valeur ajoutée, de telle sorte que la productivité apparente des entreprises les plus touchées décline du fait de la politique. Si cet écart correspond bien à une intensification de l'activité économique en emploi, il pose la question de l'effet des politiques (successives) de baisse du coût du travail sur l'investissement dans la qualité et la montée en gamme du secteur manufacturier français.



# ANNEXE A

## Description données utilisées

Cette section de de l'annexe décrit les données utilisées dans cette étude.<sup>2</sup>

### 1. Le fichier des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) :

Le champ des fichiers "DADS-grand format" produits annuellement par l'Insee porte depuis 2009 sur l'ensemble des salariés : aux salariés des établissements relevant du secteur privé et des fonctions publiques territoriale et hospitalière s'ajoutent, depuis 2009, les salariés de la fonction publique d'État et ceux des particuliers employeurs.

Pour le secteur privé, la source est la Déclaration annuelle de données sociales (DADS). Il s'agit d'une formalité déclarative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés.

L'Insee reçoit les déclarations DADS soit de la Cnav (régime général), soit de la DGFIP (MSA et certains régimes spéciaux). Les informations relatives aux trois fonctions publiques proviennent pour leur part du Système d'information sur les agents du service public (Siasp) qui exploite deux sources : les DADS et les fichiers de paie des agents de l'État. Sur le champ des particuliers employeurs sont exploitées les déclarations de salaires dans le cadre des dispositifs suivants : chèque emploi-service universel (Cesu), prestation

---

2. Cette description est inspirée de celle données dans le Rapport 2017 du Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi.

d'accueil du jeune enfant (Paje) et déclaration nominative simplifiée (DNS). Ces données sont, après redressements, regroupées dans une base couvrant l'ensemble des salariés, appelée "DADS-grand format".

Cette base se distingue des bases de données administratives par les traitements effectués pour assurer la mise en conformité aux concepts statistiques, par l'exhaustivité de la collecte et l'absence de doubles comptes, et enfin par le redressement de certaines variables pour en assurer la qualité statistique.

2. Le fichier approché des résultats d'ESANE (FARE) :

Le fichier FARE est issu du dispositif ESANE (Élaboration des statistiques annuelles d'entreprise), dispositif combinant des données administratives (obtenues à partir des déclarations annuelles de bénéfices que font les entreprises à l'administration fiscale et à partir des données annuelles de données sociales qui fournissent des informations sur les salariés) et des données obtenues à partir d'un échantillon d'entreprises enquêtées par un questionnaire spécifique pour produire des statistiques structurelles d'entreprise (enquête sectorielle annuelle/ESA). Le fichier FARE permet de calculer des indicateurs financiers sur les entreprises.

3. Le fichier des mouvements sur créances (MVC) :

Ce fichier fiscal est constitué de l'ensemble des opérations enregistrées en matière de créances d'impôt sur les sociétés (IS) : écritures d'initialisation de la créance, d'imputations et de restitutions. Ce fichier est actualisé par les services fiscaux au fur et mesure de la liquidation de l'impôt par les entreprises. Les services fiscaux s'appuient sur les relevés de soldes d'IS dans lesquels les entreprises assujetties mentionnent les créances à prendre en compte lors de la liquidation.

Le fichier MVC est la base de données la plus complète et la plus proche de la réalité comptable dont dispose l'administration fiscale.

À signaler toutefois que les écritures d'initialisation des créances sont généralement inscrites au moment de la liquidation de l'IS et qu'en cas de préfinancement cette initialisation correspond à l'évaluation de la créance effectuée par l'entreprise obtenue en préfinancement : le fichier MVC inclut ainsi des créances "pures" et des créances "estimées".

4. Le fichier des données de Douanes Les données des Douanes fournies par la DGDDI contiennent des informations sur les échanges de marchandises collectées par le service statistique des Douanes, à partir des déclarations d'échanges de biens (DEB) pour les échanges avec les 27 autres États membres de l'Union européenne et des déclarations en douane (DAU) pour les échanges avec les autres pays (nommés pays tiers).

Plusieurs modes de recueil de l'information coexistent traduisant notamment la plus ou moins grande informatisation des relations entre les opérateurs et la Douane. À l'issue du contrôle et de la validation des données qui portent chaque mois sur plus de 10 millions d'articles de déclaration, le service statistique des Douanes assure un vaste programme de production et de diffusion statistique avec notamment la publication du chiffre du commerce extérieur.

Les données des douanes donnent les flux import-export des entreprises par produit et par destination. Les obligations déclaratives concernent les flux qui dépassent un certain seuil fixé à 460 000 euros depuis 2011. Cela conduit à ne pas observer les petits exportateurs qui échangent des montants inférieurs à ce seuil. Le flux d'échange est observé au niveau du produit à un niveau de désagrégation à huit chiffres de la nomenclature combinée internationale des produits ou système harmonisé (NC8), en valeur (euros) et en volume (masse en kg ou unités).





# ANNEXE B : CHAPITRE 1

## Cadre conceptuel

On considère une entreprise qui opère une fonction de production  $F$  qui utilise du travail ( $L$ ) et d'autres facteurs de production ( $K$ ). L'entreprise choisit les facteurs de production de façon à maximiser son profit :

$$\max_{K,L} \Pi = F - rK - w(1 + \tau)L$$

où  $w(1 + \tau)$  et  $r$  font référence aux coûts du travail et des autres facteurs respectivement. Les conditions de première ordre sont les suivantes :

$$F_L = (1 + \tau)w \quad \text{and} \quad F_K = r$$

On considère l'effet d'une variation dans le taux de charges sociales  $\tau$  sur le taux de profit. On prend une approximation du deuxième ordre sur le profit :

$$\begin{aligned} \Delta \Pi &\approx \frac{\partial \Pi}{\partial \tau} \times \Delta \tau + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \Pi}{\partial \tau^2} \times (\Delta \tau)^2 \\ &= -Lw \Delta \tau + w \frac{1}{2} \frac{\partial L}{\partial \tau} \times (\Delta \tau)^2 \\ &= -Lw \Delta \tau + wL \frac{1}{2} \varepsilon_{\tau}^L \times (\Delta \tau)^2 / \tau \\ &= -Lw \Delta \tau \left( 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{\tau}^L \frac{\Delta \tau}{\tau} \right) \end{aligned} \tag{3.3}$$

On divise les deux côtés de l'équation par la valeur des ventes  $S$ , on obtient l'équation suivante :

$$\frac{\Delta\Pi}{S} \approx -\frac{Lw}{S}\Delta\tau \left(1 + \frac{1}{2}\varepsilon_{\tau}^L \frac{\Delta\tau}{\tau}\right) \quad (3.4)$$

On construit  $CS/S$  comme contrepartie empirique de  $Lw\tau/S$ . On sait que le PR15 affecte significativement  $Lw\tau/S$ . On peut alors adopter une approche par 2SLS où l'on instrument  $Lw\tau/S$  par l'exposition à la réforme interagiée avec une indicatrice post réforme ( $T_i\mathbb{1}_{t\geq 2015}$ ) :

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_{it} = \left(\frac{Lw}{S}\tau\right)_{it} \times \beta + \psi_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.5)$$

$$\left(\frac{Lw}{S}\tau\right)_{it} = [T_i\mathbb{1}_{t\geq 2015}] \times \beta_1 + \psi_{it}^1 + \epsilon_{it}^1 \quad (3.6)$$

Sous l'hypothèse que la réforme PR15 est un bon instrument pour le taux de charges sociales, l'estimateur par variable instrumental de  $\beta$  devrait être tendre vers  $-(1 + \frac{1}{2}\varepsilon_{\tau}^L \frac{\Delta\tau}{\tau})$ , c'est-à-dire le taux de transmission des coûts du travail dans les profit (profit-pass through of labor costs). De plus, dans ce simple modèle, l'élasticité (de court terme) de la demande de travail par rapport à son coût est nulle, le pass-through dans les profits sera proche de -1, et réciproquement.

Draca et al. (2011) montrent sur données anglaises que ce cadre conceptuel très simple ne peut pas être rejeté dans le cadre d'une évaluation de la réaction de court terme (2 à 3 ans) des entreprises à une hausse du salaire minimum. Compte tenu d'une répercussion de 100% de la baisse du coût du travail dans les profits ainsi que d'une réaction de la demande de travail estimée de façon peu robuste mais dont le coefficient est proche de 0 dans de nombreuses spécifications, ce cadre théorique simple semble bien rendre compte des résultats empiriques sur le PR15, même si un approfondissement de ces travaux apparaît nécessaire à ce stade.

## RÉFÉRENCES

- Aaronson, D. (2001). Price pass-through and the minimum wage. *Review of Economics and Statistics*, 83(1), p. 158–169.
- Auten, G. et Carroll, R. (1999). The effect of income taxes on household income. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), p. 681–693.
- Bunel, M. et L'Horty, Y. (2012). The effects of reduced social security contributions on employment : An evaluation of the 2003 french reform\*. *Fiscal Studies*, 33(3), p. 371–398.
- Crépon, B. et Desplatz, R. (2001). Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires suivi de commentaires de yannick l'horty et guy lacroix. *Economie et statistique*, 348(1), p. 3–34.
- Decramer, S., Fuss, C., et Konings, J. (2016). How do exporters react to changes in cost competitiveness? *The World Economy*, 39(10), p. 1558–1583.
- Draca, M., Machin, S., et Van Reenen, J. (2011). Minimum wages and firm profitability. *American economic journal : applied economics*, 3(1), p. 129–51.
- Fontagné, L., Martin, P., et Orefice, G. (2017). The International Elasticity Puzzle Is Worse Than You Think. Working Papers 2017-03, CEPII research center.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., et Swift, H. (2018). Bartik Instruments : What, When, Why, and How. Technical Report w24408, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

- Harasztosi, P. et Lindner, A. (2018). Who pays for the minimum wage? *mimeo UCL*.
- Hombert, J. et Matray, A. (2018). Can innovation help us manufacturing firms escape import competition from china? *The Journal of Finance*, 73(5), p. 2003–2039.
- Jordà, s. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), p. 161–182.
- Koehl, L. et Simon, O. (2018). Quels poids des bas salaires, directs et indirects, dans la production des branches? *Document INSEE*.
- Kramarz, F. et Philippon, T. (2001). The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment. *Journal of Public Economics*, 82(1), p. 115–146.
- L'Horty, Y. (2006). *Les nouvelles politiques de l'emploi*. La découverte.
- Malgouyres, C. et Mayer, T. (2018). Exports and labor costs : evidence from a french policy. *Review of World Economics*, p. 1–26.
- Monin, R. et Suarez-Castillo, M. (2018). Price response to a massive labor cost cut : Evidence from french firm-level data. *Journee methodologie statistique de l'INSEE*.
- Nickell, S. J. (1996). Competition and corporate performance. *Journal of political economy*, 104(4), p. 724–746.
- PLFSS (2017). Plfss 2018 : Annexe 5 présentation des mesures d'exonérations de cotisations et contributions et de leur compensation. Technical report, PLFSS 2018.
- RapportSmic (2017). Salaire minimum interprofessionnel de croissance : 2017. *Rapport du Groupe d'experts sur le Smic*.

- Renkin, T., Montialoux, C., et Siegenthaler, M. (2017). The pass-through of minimum wages into us retail prices : Evidence from supermarket scanner dataa. *JOB MARKET PAPER*.
- Saez, E., Schoefer, B., et Seim, D. (2017). Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing : Evidence from a young workers' tax cut in sweden. *NBER Working Paper*, No. 23976.
- Villero de Galhau, François (2015). *Discours "La compétitivité française : nouveaux enjeux, nouvelles mesures"*. Banque de France / France Stratégie.
- Zidar, O. M. (2017). Tax cuts for whom? heterogeneous effects of income tax changes on growth and employment. *Journal of Political Economy*, forthcoming.



## LISTE DES TABLEAUX

1.1	Caractéristiques des entreprises à forte et à faible exposition au PR15	19
1.2	Description des variables	21
1.3	Effet du PR15 sur le poids des charges sociales et la compétitivité : secteur manufacturier	23
1.4	Effet du PR15 sur le poids des charges sociales et la compétitivité : tous secteurs	23
1.5	Effet de l'exposition au PR 15 sur d'autres variables d'intérêt	25
1.6	Définition de la variable d'exposition sur 2013 au lieu de 2014	26
1.7	Répercussion de la baisse du coût du travail dans le taux de profit	28
1.8	Profit pass-through : Définition de la variable d'exposition sur 2012- 2014 au lieu de 2014	29
1.9	Hétérogénéité des effets selon l'âge : tous secteurs	31
1.10	Hétérogénéité des effet selon la capacité d'autofinancement : tous secteurs	31
1.11	Hétérogénéité des effet selon la profitabilité initiale : tous secteurs	32
1.12	Hétérogénéité des effets selon l'âge : secteur manufacturier	32
1.13	Hétérogénéité des effet selon la capacité d'autofinancement : secteur manufacturier	33
1.14	Hétérogénéité des effet selon la profitabilité initiale : secteur manu- facturier	33



1.15 Hétérogénéité du profit pass-through selon l'âge de l'entreprise . . .	34
1.16 Hétérogénéité du "profit pass-through" selon la capacité d'autofinancement . . . . .	35
1.17 Hétérogénéité du "profit pass-through" selon le taux de profit . . . .	36
1.18 Hétérogénéité des effet selon l'externalisation : tous secteurs . . . . .	40
1.19 Hétérogénéité des effet selon l'externalisation : secteur manufacturier . . . . .	40
2.1 Différences longues, contrôles en première différence . . . . .	45
2.2 Différences longues, contrôles en niveau . . . . .	45
2.3 Taux de croissance cumulée, contrôles en niveau . . . . .	47
2.4 Taux de croissance cumulée, contrôles en première différence . . . . .	47
2.5 PR16 : croissance des exportations régressée sur l'exposition au traitement . . . . .	49
2.6 PR16 : heterogeneité selon le degré d'externalisation . . . . .	50
3.1 Statistiques descriptives . . . . .	57
3.2 1995-1997 : Contrôles de base 1995 . . . . .	58
3.3 1995-1997 : Contrôles 1995 de base + EF secteur . . . . .	59
3.4 1995-1997 : Contrôles 1995 extensifs + EF secteur . . . . .	59
3.5 1995-1997 : Contrôles 1995 extensifs + EF secteur + $\Delta 94-95$ . . . .	60
3.6 Effets sur les exportations : 1995-1997 . . . . .	61

## LISTE DES FIGURES

1.1	Les entreprises avec une forte % MS < 1.6 Smic ont vu leurs charges baisser . . . . .	14
1.2	Les entreprises avec une forte % MS < 1.6 Smic ne sont pas devenues plus actives à l'export (marge extensive et marge intensive entre 2014 et 2015) . . . . .	15
1.3	Distribution de la part de MS <1.6 Smic au sein de l'échantillon d'analyse . . . . .	20
1.4	Effet sur le poids des charges sociales et le taux de profit 2011-2016 : double différence dynamique . . . . .	29
3.1	Exonérations de cotisations employeurs entre 1994 et 1997 . . . . .	52
3.2	Distribution de la baisse du coût du travail ex-ante entre 1995 et 1997 : Secteur manufacturier . . . . .	54
3.3	La part des charges sociales dans le coût du travail a diminué dans les entreprises plus exposées aux exonérations Juppé en 1995 (Secteur manufacturier à gauche et tertiaire à droite) . . . . .	56







L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Économie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage académique mondial, la fondation décloisonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. [www.parisschoolofeconomics.eu](http://www.parisschoolofeconomics.eu)



Le CREST est un centre de recherche regroupant des chercheurs de l'ENSAE, de l'ENSAI et du département d'économie de l'École Polytechnique. Centre interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales, le CREST est organisé en 4 thématiques : Économie, Statistiques, Finance-Assurance et Sociologie. La culture commune des équipes est celle d'un attachement fort aux méthodes quantitatives, aux données, à la modélisation mathématiques, et d'allers-retours continus entre les modèles théoriques et les preuves empiriques permettant d'analyser des problématiques sociétales et économiques concrètes. <http://crest.science>

