

# Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière de compétitivité internationale, d’investissement, d’emploi, de profitabilité et de salaires

Complément en date du 21 mars 2017 à la réponse initiale du Laboratoire Interdisciplinaire d’Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po à l’appel à évaluation du Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective (*France Stratégie*), remise le 29 septembre 2016

## Rapport du LIEPP\*, Sciences Po remis à *France Stratégie* le 21 mars 2017

*Responsable scientifique et directeur de projet* : Clément Carbonnier<sup>i</sup>

*Equipe de recherche* : Clément Malgouyres<sup>ii</sup>, Thierry Mayer<sup>iii</sup>, Loriane Py<sup>ii</sup>, Camille Urvoy<sup>iii</sup>

*Comité scientifique* : Denis Fougère<sup>iv</sup>, Emeric Henry<sup>iii</sup>, Bruno Palier<sup>v</sup>, Jean-Marc Robin<sup>iii</sup>, Etienne Wasmer<sup>iii</sup>

\* : Laboratoire Interdisciplinaire d’Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP) centre d’excellence soutenu par l’ANR dans le cadre des “Investissements d’Avenir” (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02).

*i* : Université de Cergy-Pontoise, THEMA ; Co-directeur de l’axe “politiques socio-fiscales” du LIEPP, Sciences Po, clement.carbonnier@u-cergy.fr ; *ii* : Banque de France ; *iii* : Sciences Po, département d’économie ; *iv* : Sciences Po, OSC ; *v* : Sciences Po, CEE.

Ce rapport a bénéficié du travail d’agents de la Banque de France. Ces auteurs s’expriment à titre personnel et ce rapport n’exprime pas nécessairement la position de la Banque de France ou de l’Eurosystème.



# **Evaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière de compétitivité internationale, d’investissement, d’emploi, de profitabilité et de salaires**

Complément en date du 21 mars 2017 à la réponse initiale du Laboratoire Interdisciplinaire d’Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po à l’appel à évaluation du Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective (*France Stratégie*), remise le 29 septembre 2016

## **Rapport du LIEPP, Sciences Po remis à *France Stratégie* le 21 mars 2017**

### **Résumé court**

Le présent rapport complémentaire teste la robustesse des résultats présentés dans le rapport d’évaluation initial à travers plusieurs voies. Premièrement, les bases définitives pour l’année 2014 sont exploitées. Deuxièmement, des spécifications alternatives sont testées, avec notamment un contrôle pour l’exposition aux variations du salaire minimum. Les résultats initiaux sont globalement confirmés, et apparaissent robustes aux changements de spécifications. Il apparaît que, comparativement aux entreprises moins intensément ciblées par le CICE, les entreprises les plus intensément ciblées n’ont pas connu de hausse significative des exportations, des investissements ni de l’emploi. Concernant l’emploi, si l’effet macroéconomique n’est pas significatif, un effet comportemental semble indiquer la possibilité d’une substitution entre salariés de qualifications différentes, au profit des plus hautes qualifications. Les mêmes différences sont décelables concernant les salaires : le CICE aurait permis d’augmenter les rémunérations des cadres et professions intellectuelles supérieures et, dans une moindre mesure, celles des professions intermédiaires. En ce qui concerne la profitabilité des entreprises, la grande diversité des écritures comptables ne permet pas d’obtenir d’estimations précises, mais il apparaît un résultat d’amélioration des marges.

# Résumé long

## Objectifs

L'objet de ce rapport complémentaire est de tester la robustesse des résultats du rapport initial que nous avons publié le 29 septembre 2016. Nous disposons maintenant de bases de données nouvelles, notamment les bases définitives de données sociales 2014 et la base de données de douane 2015. Nous cherchons également à tester la robustesse de nos résultats à travers des spécifications alternatives visant à répondre à certaines des limites du rapport initial. En particulier, nous avons introduit un contrôle pour l'exposition aux relèvements du salaire minimum et fait des tests de robustesse avec des jeux de contrôles alternatifs.

## Approche

L'approche de cette évaluation s'est concentrée sur la partie quantitative de l'étude, et plus spécifiquement sur l'approche par double différence en panel. Pour l'ensemble des variables d'intérêt mesurées au niveau des entreprises - croissance salariale, niveau d'emploi, investissements, rentabilité, exportations - nous procédons en double différence sur l'intensité de l'intention de traiter. Le principe est d'estimer l'effet du CICE en double différence autour de la période d'introduction, entre des entreprises plus ou moins bénéficiaires du CICE. L'intensité du traitement est comptée comme le montant de CICE ouvert en proportion des coûts (coûts salariaux uniquement pour ce qui concerne l'emploi, les salaires et les exportations, coûts totaux en ce qui concerne les investissements et les profits). Pour s'assurer de l'exogénéité de ce traitement - l'importance du CICE perçu - nous calculons cette intensité de bénéfice du CICE sur les caractéristiques de la structure productive des entreprises les années précédant l'introduction du CICE. Afin de corriger les éventuelles différences intrinsèques de tendance, nous introduisons des contrôles et des effets fixes. Nous testons l'efficacité de la correction des tendances avec des tests placebo. Nous effectuons des spécifications alternatives avec différents jeux de contrôles ainsi que des estimations en triple différence.

## Données

Concernant l'analyse quantitative, nous exploitons plusieurs bases de données exhaustives au niveau des entreprises françaises. Nous obtenons des informations très précises sur la structure salariale à travers les fichiers de déclarations annuelles de données sociales (DADS) au niveau de chaque poste (une observation par poste pour chaque entreprise et une observation par contrat salarial pour chaque salarié), construite par l'INSEE. Cette base informe également sur le type de poste occupé tant en termes contractuels qu'en termes de fonction. Une part de ces informations est également présente dans les données sociales fournies par l'agence centrale des organismes de sécurité sociale (ACOSS) et de l'union de recouvrement des cotisations de sécurité sociale et d'allocations familiales (URSSAF).

Les informations générales sur la structure de production des entreprises et leurs bénéficiaires sont présentes dans la base FARE, issue du traitement par l'INSEE de données d'enquête appariées aux données de la direction générale des finances publiques (DGFIP) des déclarations fiscales des entreprises pour l'imposition de leurs bénéficiaires à l'impôt sur les sociétés ou à l'impôt sur les revenus pour les sociétés d'indépendants. La DGFIP construit également de manière spécifique un fichier - MVC pour mouvements de créance - informant les ouvertures de droits à CICE des entreprises et les imputations, reports ou remboursements de celles-ci. Enfin, les douanes collectent toutes les données d'exportations des entreprises françaises, par type de produits exportés et par pays de destination.

## Résultats

Il apparaît que, comparativement aux entreprises moins intensément ciblées par le CICE, les entreprises les plus intensément ciblées n'ont pas connu de hausse significative des exportations, des investissements ni de l'emploi, en 2013 et 2014. Concernant les exportations, nous avons accès aux données pour 2015 et n'avons pas non plus décelé d'impact significatif du CICE. Concernant les investissements, les estimations sont très imprécises et donc peu concluantes.

Concernant l'emploi, un effet comportemental semble indiquer la possibilité d'une sub-

stitution entre salariés de qualifications différentes, au profit des plus hautes qualifications. Cette substitution aurait un effet global négatif sur l'emploi. Toutefois, les estimations pondérées permettant de mesurer cet effet global ne donnent pas de résultats significatifs, il est donc probable que cet impact négatif reste très faible au niveau macroéconomique. Cette substitution peut être expliquée par le fait que le CICE étend les allègements de prélèvements obligatoires sur les salaires à des catégories socioprofessionnelles qui n'étaient pas concernées par les allègements de cotisations. Il est donc envisageable que, réduisant l'incitation à substituer des basses qualifications à des plus hautes, que génèrent les allègements de cotisation ciblées (Crépon et Desplatz 2001), le CICE favorise une substitution dans le sens inverse.

En revanche, des impacts positifs du CICE sont décelés en ce qui concerne la profitabilité des entreprises et les salaires. Pour la profitabilité des entreprises, la grande diversité des écritures comptables peut brouiller les résultats (les différentes manières de comptabiliser le CICE induisant son absence dans les divers indicateurs de marge pour certaines entreprises). Toutefois, il apparaît un résultat significatif d'amélioration des marges, qui semble s'intensifier en 2014 par rapport à 2013.

Enfin, le CICE aurait permis d'augmenter les rémunérations des salariés. L'impact global mesuré suggère qu'environ la moitié du CICE a bénéficié aux salariés, ce qui concorde avec les résultats usuels de la littérature économique sur la question de l'incidence des impôts sur les sociétés. Pour autant, les impacts sur les salaires sont hétérogènes : les mêmes différences que pour l'emploi apparaissent entre les catégories socioprofessionnelles. La hausse des salaires est sensible pour les cadres et les professions intellectuelles supérieures, et significative bien que plus faible pour les professions intermédiaires. En revanche, les employés et ouvriers n'ont pas vu leur rémunération augmenter du fait du CICE.

## **Limites et approfondissements**

Plusieurs limites de nos études se doivent d'être soulignées. Une première limite est assurément temporelle. Nous ne disposons des données que pour les deux premières années

de mise en place du dispositif étudié (hormis pour ce qui concerne les exportations, pour lesquelles nous disposons des données 2015). Il est envisageable que certains ajustements de comportement prennent plus de temps. De ce point de vue, nous espérons prolonger l'analyse dès que des bases de données concernant des années plus récentes seront disponibles.

De plus, notre stratégie d'identification repose sur une comparaison des entreprises entre elles. Ainsi, des impacts du CICE touchant de manière similaire l'ensemble des entreprises, indépendamment de leur intensité d'exposition directe - par exemple via des transferts le long de la chaîne de valeur - ne peuvent pas être mesurés dans cette analyse.

Enfin, il est important de noter que pour ce qui est de notre analyse de l'impact du CICE sur l'emploi, nous ne regardons que les variations d'emplois à l'intérieur d'entreprises pérennes. Dans la mesure où les informations concernant les causes de sorties d'entreprises de la base de données (faillite ou restructuration) ne sont pas disponibles, nous ne pouvons pas mesurer l'impact du CICE sur la réduction du nombre de faillites et donc sur l'emploi potentiellement sauvé.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>11</b>
<b>2</b>	<b>Statistiques descriptives</b>	<b>14</b>
<b>3</b>	<b>Compétitivité internationale : les exportations</b>	<b>21</b>
<b>4</b>	<b>Compétitivité nationale : les investissements</b>	<b>25</b>
<b>5</b>	<b>Reconstitution des capacités d’auto-financement</b>	<b>26</b>
<b>6</b>	<b>Impact du CICE sur l’emploi</b>	<b>28</b>
<b>7</b>	<b>Impact du CICE sur les rémunérations des salariés</b>	<b>31</b>
<b>8</b>	<b>Conclusion et mise en perspective des résultats</b>	<b>34</b>
<b>9</b>	<b>Bibliographie</b>	<b>36</b>
<b>A</b>	<b>Données</b>	<b>40</b>
A.1	Mouvements de créances (MVC) . . . . .	40
A.2	Déclarations annuelles de données sociales . . . . .	42
A.3	FARE . . . . .	44
A.4	Appariement avant utilisation des données de douanes . . . . .	46
A.5	Données de douanes . . . . .	47
A.6	Filtres opérés et échantillon d’analyse retenu . . . . .	48
<b>B</b>	<b>Stratégie d’estimation en double différence sur l’intensité de l’intention de traiter</b>	<b>52</b>
B.1	Principe général d’estimation . . . . .	52
B.2	Ecarter la causalité inverse . . . . .	54
B.3	L’hypothèse de tendance commune . . . . .	56
B.4	Spécificités de l’analyse de la compétitivité à l’export . . . . .	58



B.4.1	Cadre conceptuel . . . . .	58
B.4.2	Spécification empirique . . . . .	65
B.4.3	Autres spécifications . . . . .	66
<b>C</b>	<b>Test de robustesse : les contrôles</b>	<b>66</b>
<b>D</b>	<b>Résultats complémentaires sur les exportations</b>	<b>70</b>
<b>E</b>	<b>Résultats complémentaires sur les investissements</b>	<b>74</b>
<b>F</b>	<b>Résultats complémentaires sur la profitabilité</b>	<b>75</b>
<b>G</b>	<b>Résultats complémentaires sur l'emploi</b>	<b>78</b>
G.1	Ensemble des salariés . . . . .	78
G.2	Par catégorie socioprofessionnelle . . . . .	81
G.3	Par sexe . . . . .	85
G.4	Par type de contrat . . . . .	87
<b>H</b>	<b>Résultats complémentaires concernant les salaires</b>	<b>89</b>
H.1	Ensemble des salariés . . . . .	89
H.2	Par catégorie socioprofessionnelle . . . . .	92
H.3	Par type de contrat . . . . .	100



# 1 Introduction

Le 29 septembre 2016, l'équipe du LIEPP, Sciences Po a remis à *France Stratégie* un rapport d'évaluation des impacts du CICE (Carbonnier et al. 2016). Ce travail avait fait dialoguer des approches évaluatives différentes, en particulier une analyse qualitative par entretiens semi-directifs et une analyse quantitative en expérience quasi-naturelle sur données exhaustives d'entreprises. Il en était ressorti que si le CICE est apprécié en tant que dispositif - indirect - d'allègement des charges par les décisionnaires d'entreprises, il semble, en revanche, avoir changé peu de choses dans leurs décisions effectives et dans la manière dont les entreprises étudiées sont administrées. La connaissance du dispositif lui-même a fait l'objet d'un apprentissage rapide au cours de la première année, et le recours est rapidement devenu quasi-automatique. En revanche, le recours au préfinancement a été le résultat d'arbitrages et de décisions des entreprises, illustrant l'importance que peuvent avoir les réseaux dans le fonctionnement des entreprises et dans leur financement. En ce qui concerne l'impact du dispositif en termes de compétitivité et d'emploi, l'évaluation du dispositif par les acteurs qui en bénéficient a fait apparaître une déconnexion entre les parties des entreprises chargées de la demande et du recouvrement du CICE et les décisions d'embauches ou d'investissement, anticipant ainsi un faible impact économique du crédit d'impôt.

Ce diagnostic a été confirmé par l'analyse quantitative, avec notamment l'absence d'effet attribuable au CICE en 2013 et 2014 sur les exportations, les investissements et l'emploi. Toutefois, ont été mis au jour des impacts du CICE sur la profitabilité des entreprises ainsi que sur les rémunérations offertes aux salariés. Les indicateurs de résultat net des entreprises les plus intensément touchées par le CICE se sont fortement plus relevés en 2013 et 2014 que ceux des entreprises moins intensément touchées par le CICE. De même, un effet sensible a pu être observé sur les salaires. Plus particulièrement, les salaires des cadres et professions intellectuelles supérieures se sont accrus davantage dans les entreprises les plus intensément exposées au CICE que dans les entreprises moins intensément exposées.

Toutefois, plusieurs limites ont pu être soulignées. Il a d'abord été rappelé, et il convient

de le faire à nouveau, que le CICE n'a pas été conçu de manière à être évalué par un dispositif expérimental, ce qui limite la portée des conclusions des études sur son impact, sans en diminuer l'intérêt. En effet, toutes les entreprises sont potentiellement bénéficiaires du CICE, et pratiquement toutes l'ont effectivement été. Il n'a donc pas été possible de comparer des entreprises exposées à la réforme à des entreprises qui n'en bénéficiaient pas. Toutefois, les crédits ouverts représentent des montants plus ou moins importants selon les entreprises, et nous avons pu exploiter ces différences d'intensité d'exposition à la réforme pour réaliser nos estimations. Nous continuons à adopter cette stratégie d'identification dans le présent rapport complémentaire.

Par ailleurs, il est important de noter que pour ce qui est de notre analyse de l'impact du CICE sur l'emploi, nous ne regardions que les variations d'emploi à l'intérieur d'entreprises pérennes. Nous n'avions pas pu estimer l'impact du CICE sur l'emploi à travers son impact éventuel sur la survie des entreprises (voir France Stratégie 2016). Cette estimation sur les effets du CICE dans la marge extensive ne peut toujours pas être réalisée puisque les informations concernant les causes de sorties d'entreprises de la base de données (faillite ou restructuration) ne sont pas disponibles.

De plus, nous ne disposons des données que pour les deux premières années de mise en place du dispositif étudié, et il est envisageable que certains ajustements de comportement prennent plus de temps. Nous n'étions donc pas en mesure de prévoir l'impact du CICE ultérieurement. Celui-ci pourrait être différent en 2015 et 2016 de ce que nous avons évalué pour 2013 et 2014, du fait, notamment, de l'appropriation progressive du dispositif par les décisionnaires d'entreprises mise en évidence par notre enquête qualitative. Le présent rapport complémentaire apporte une amélioration en ce sens. Nous ne disposons toujours pas des données 2015 pour l'emploi, les salaires, les investissements et les résultats nets. En revanche, les données de douanes nous ont permis d'étendre l'évaluation de l'impact du CICE sur la compétitivité internationale à la troisième année du dispositif d'allègement fiscal.

Une autre réserve venait du fait que l'INSEE et la DGFIP avaient mis à notre disposition des bases de données avant leur finalisation complète, afin que nous puissions procéder à

l'évaluation dans les temps les plus brefs. C'était le cas notamment pour la base de données sociales (DADS) en ce qui concernait l'année 2014. Cette base était particulièrement utilisée dans notre analyse puisqu'elle servait à la fois à caractériser l'intensité du traitement - la part de la masse salariale éligible au crédit d'impôt - et les variables d'intérêts concernant l'emploi et les salaires. Depuis, la base DADS 2014 définitive a été mise à disposition des chercheurs et l'apport du présent complément d'évaluation est notamment de refaire l'ensemble des estimations à partir de cette base définitive.

Avait également été pointé le fait que la mise en place du CICE coïncidait avec des modifications de stratégie politique en termes de revalorisation du salaire minimum, et que celles-ci pouvaient interférer avec les résultats de l'évaluation du CICE (Ourliac 2016, France Stratégie 2016). Afin de tester cette interaction, nous avons ajouté une spécification économétrique dans laquelle nous ajustons l'estimation pour prendre en compte l'impact des variations du salaire minimum en ajoutant des contrôles annuels mesurant la part de la masse salariale touchée par les revalorisations du SMIC. L'introduction de ces contrôles ne modifie qu'à la marge les résultats des régressions, les signes et ordres de grandeurs restant les mêmes.

La présentation des bases de données, ainsi que l'explication détaillée des méthodes utilisées sont présentés en annexe. Nous détaillons également les filtres opérés et l'échantillon retenu. Nous favorisons les variables en effectifs sur l'année plutôt qu'au 31 décembre (car considérées plus robustes par les institutions productrices de données) et utilisons alternativement les effectifs calculés dans les bases FARE et DADS. De plus, afin d'affiner le diagnostic sur les effets différentiels en fonction des types de postes salariés, nous séparons les estimations sur l'emploi et les salaires par catégorie socioprofessionnelle, par sexe et par type de contrat de travail (CDI ou CDD).

Le plan de ce rapport complémentaire est le suivant. La deuxième partie est consacrée à une analyse descriptive des évolutions des principales variables d'intérêt avant et après introduction du CICE, ainsi qu'à la compréhension des différences initiales entre les entreprises plus ou moins intensément touchées par le CICE. Les résultats de l'analyse économétrique sont ensuite présentés par type d'impact : sur les exportations dans la

troisième partie, sur les profits dans la quatrième partie, sur l'emploi dans la cinquième partie et sur les salaires dans la sixième partie.

Dans chacune de ces parties, nous exposons les résultats des spécifications centrales et commentons leur robustesse en lien avec les nombreuses spécifications alternatives présentées en annexe. Nous trouvons les mêmes résultats globaux que ceux présentés dans le rapport initial, à savoir une absence d'impact sur les investissements, sur les exportations - y compris en 2015 - et sur l'emploi (voire un effet comportemental négatif porté par les catégories socioprofessionnelles les moins qualifiées). En revanche, nous trouvons un impact positif sur les salaires (porté par les catégories socioprofessionnelles les plus qualifiées) et sur la rentabilité des entreprises.

Enfin, nous concluons ce rapport complémentaire en mettant en miroir l'ensemble des résultats pour proposer une hypothèse de mécanisme global qui expliquerait les résultats particuliers.

## 2 Statistiques descriptives

Le CICE a été introduit en 2013, avec comme objectif d'améliorer la compétitivité des entreprises. Nous analysons ici son impact sur différentes variables. Une première étape consiste à observer comment ces variables se sont comportées avant et après l'introduction du CICE (tableau 1). Cela permet à la fois d'avoir une vision de notre échantillon, de comprendre la conjoncture globale, et effectivement d'observer des variations, dont la partie économétrique tentera de mesurer la partie causale.

Aucune variable ne semble présenter de rupture temporelle marquée autour de 2013. La seule variable ne présentant pas une évolution monotone est le nombre de postes, avec une légère diminution en 2013 alors qu'elle croissait les autres années. Pour autant, cette diminution reste très limitée. Les autres indicateurs d'emploi augmentent faiblement, mais continuent tout au long de la période. Cela indique donc une très légère croissance de la taille des entreprises entre 2011 et 2014.

En ce qui concerne les salaires, la tendance est également continuellement à la hausse,

Tableau 1 – Evolution des principaux indicateurs entre 2011 et 2014

	2011	2012	2013	2014
<b><i>Emploi</i></b>				
Nombre de postes (DADS)	52,14	52,83	52,04	52,13
Effectif moyen (FARE)	19,28	19,55	19,74	19,78
Heures travaillées (DADS)	38903,39	39284,06	39648,41	39549,93
<b><i>Salaires</i></b>				
Salaire annuel moyen (euros)	16274,33	16696,84	17126,67	17358,39
Salaire horaire moyen (euros)	16,09	16,30	16,50	16,74
Croissance du salaire horaire	0,05	0,04	0,03	0,02
<b><i>Marges</i></b>				
Marges brutes	0,08	0,07	0,07	0,06
Marges nettes	0,05	0,04	0,04	0,04
Marges d'exploitation	1,08	1,07	1,07	1,06
<b><i>Contrôles</i></b>				
Productivité (milliers d'euros)	75,17	73,83	73,01	72,80
Stock de capital (milliers d'euros)	2459,99	2576,92	2757,26	2885,57

Note : moyennes annuelles sur l'ensemble des entreprises de l'échantillon d'étude.  
Source : DADS-FARE 2011-2014.

ce qui est logique puisque le décompte se fait en euros sans correction de l'inflation. En revanche, la croissance des salaires horaires semble ralentir. De même, les trois indicateurs de rentabilité des entreprises diminuent de manière monotone sur la période, tout comme la productivité.

Par ailleurs, une particularité importante du CICE est que le plafonnement en termes de salaires éligibles est très élevé, et qu'une très grande majorité des salaires sont éligibles. Pour le vérifier, le tableau 2 calcule la moyenne entre les entreprises des parts de masse salariale brute éligible au CICE. Ces parts éligibles sont calculés séparément par catégorie socioprofessionnelle.

Une première remarque qu'il convient de faire est que ces parts sont plus faibles lorsque l'on pondère la moyenne par la taille de l'entreprise. Ce résultat est logique étant donné que les plus grosses entreprises offrent en moyenne de plus hauts salaires à leurs employés, qui sont donc en plus grande proportion au-dessus du seuil d'éligibilité de 2,5 fois le salaire minimum. Cet effet est d'autant plus marqué pour les professions intermédiaires et

Tableau 2 – Part de la masse salariale éligible au CICE, par catégorie socioprofessionnelle

	2010	2011	2012	2013	2014
<i>Moyennes non pondérées</i>					
Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,33	0,32	0,33	0,35	0,35
Professions intermédiaires	0,82	0,82	0,83	0,83	0,82
Employés	0,95	0,95	0,96	0,95	0,95
Ouvriers	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96
<i>Moyennes pondérées</i>					
Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,13	0,13	0,14	0,16	0,14
Professions intermédiaires	0,66	0,65	0,68	0,68	0,68
Employés	0,91	0,91	0,92	0,91	0,91
Ouvriers	0,94	0,92	0,92	0,92	0,91

Note : part éligible au CICE (moyenne annuelle du salaire horaire inférieur à 2,5 SMIC) parmi la masse salariale de l'entreprise dévolue à la catégorie socioprofessionnelle.

Source : DADS-FARE 2010-2014.

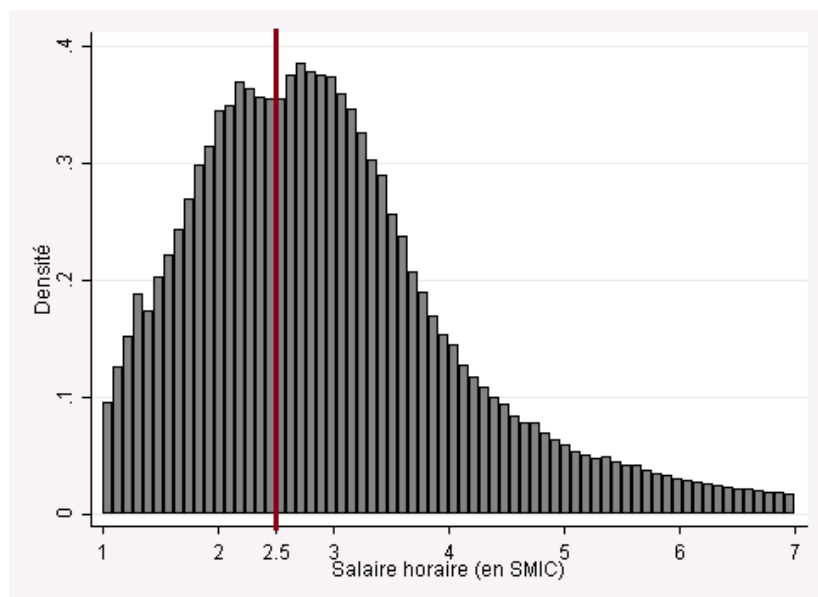
surtout les cadres. Pour autant, il apparaît clairement que le CICE concerne une part non négligeable de salaires des cadres et des professions intellectuelles supérieures. Ceci est encore plus marqué si on raisonne en nombre de salariés de cette catégorie et non en proportion de la masse salariale (les salaires non éligibles étant par définition plus élevés que les salaires éligibles).

De plus, alors que les parts de masses salariales éligibles sont stables - ou très légèrement en déclin - pour les autres catégories socioprofessionnelles, on observe une augmentation de la part des salaires éligibles des cadres et professions intellectuelles supérieures en 2013. L'effet est faible, mais il est important de le noter, d'autant que nous trouvons par la suite un effet positif du CICE principalement sur l'emploi et les salaires de cette catégorie socioprofessionnelle, qui était très peu touchée par les politiques d'allègements de cotisations sociales. Cette différence de traitement du CICE par rapport aux politiques précédentes est particulièrement visible sur le graphique 1 reportant la distribution de l'ensemble des salaires horaires des cadres et professions intellectuelles supérieures en 2012.

Cette distribution des salaires horaires des cadres et professions intellectuelles supérieures présente un double mode à proximité du seuil de 2,5 SMIC. Ainsi, cette catégorie socioprofessionnelle est impactée de manière tout à fait notable par le CICE. Il convient donc



Graphique 1 – Distribution des salaires horaires des cadres et professions intellectuelles supérieures en 2012



Source : DADS 2012.

de ne pas avoir en tête un impact du CICE séparant ces salariés des autres, mais bien ces salariés entre eux. De plus, cette catégorie socioprofessionnelle n'était que marginalement impactée par les politiques d'allègement des cotisations sociales, qui sont dégressives depuis le niveau du SMIC et s'éteignent à 1,6 fois le salaire minimum. Une des particularités du CICE est donc d'étendre la réduction des prélèvements obligatoires sur les salaires à des catégories socioprofessionnelles qui en étaient jusque-là exclues.

Pour autant, toutes les entreprises ne sont pas touchées de la même manière par le CICE, car la très grande hétérogénéité des cadres et professions intellectuelles supérieures (en termes de missions et de rémunérations) n'est pas uniforme pour toutes les entreprises. Ainsi, les entreprises plus ou moins intensément ciblées par le CICE diffèrent grandement selon de nombreux critères.

Le tableau 3 présente ces différences de traitement en termes de taille d'entreprise et de secteur de production. On observe tout d'abord que les entreprises de taille intermédiaire et les grandes entreprises ne sont quasiment jamais dans la catégorie de plus haute intensité

Tableau 3 – Hétérogénéité d'intensité de CICE, différences de taille et de secteur

	Taille d'entreprise					
	TPE	PME	ETI	GE		
CICE/masse salariale brute						
0 % - 2 %	91 %	110 %	176 %	279 %		
2 % - 4 %	87 %	132 %	154 %	181 %		
4 % - 5 %	69 %	181 %	221 %	212 %		
5 % - 5,5 %	47 %	249 %	274 %	224 %		
5,5 % - 5,9 %	69 %	174 %	268 %	199 %		
5,9 % - 6 %	122 %	44 %	9 %	3 %		
CICE/coût d'exploitation						
0 % - 0,2 %	82 %	135 %	208 %	307 %		
0,2 % - 0,5 %	88 %	124 %	180 %	193 %		
0,5 % - 1 %	100 %	104 %	88 %	73 %		
1 % - 1,5 %	108 %	83 %	53 %	36 %		
1,5 % - 2 %	114 %	65 %	33 %	22 %		
> 2 %	102 %	92 %	97 %	109 %		
	Secteur de production					
	Indus.	Energ.	Const.	Comme.	Serv. ent.	Ser. pers.
CICE/masse salariale brute						
0 % - 2 %	47 %	79 %	42 %	61 %	258 %	34 %
2 % - 4 %	111 %	121 %	86 %	82 %	146 %	46 %
4 % - 5 %	153 %	168 %	105 %	91 %	91 %	49 %
5 % - 5,5 %	141 %	190 %	112 %	101 %	73 %	56 %
5,5 % - 5,9 %	92 %	116 %	131 %	101 %	85 %	72 %
5,9 % - 6 %	86 %	67 %	106 %	112 %	73 %	145 %
CICE/coût d'exploitation						
0 % - 0,2 %	62 %	197 %	39 %	128 %	128 %	18 %
0,2 % - 0,5 %	97 %	163 %	62 %	135 %	79 %	24 %
0,5 % - 1 %	109 %	95 %	121 %	105 %	80 %	47 %
1 % - 1,5 %	111 %	64 %	132 %	91 %	88 %	96 %
1,5 % - 2 %	103 %	45 %	93 %	52 %	143 %	353 %
> 2 %	43 %	31 %	39 %	20 %	261 %	426 %

Note : Représentation relative de la catégorie,  $= \frac{N_{Int \times Cat}}{N_{Cat}} = \frac{N_{Int \times Cat}}{\frac{N_{Int}}{N_{Cat}}}$ , où  $N_{Int}$  est le nombre d'entreprises de la catégorie d'intensité de traitement,  $N_{Cat}$  le nombre d'entreprises de la catégorie de taille ou de secteur ; un chiffre inférieur à 100 % indique une sous-représentation du type d'entreprise, un chiffre supérieur à 100 % indique une surreprésentation du type d'entreprise. Indus. : industrie ; Energ. : énergie ; Const. : construction ; Comme. : commerce ; Serv. ent. : services aux entreprises ; Ser. pers. : services aux personnes.

Source : DADS-FARE 2011-2014.

Tableau 4 – Hétérogénéité d'intensité de CICE, différences de salaires

	Salaires horaires moyens					
	C1-C5	Q1 sauf C1-C5	Q2	Q3	Q4 sauf C96-C100	C96-C100
CICE/masse salariale brute						
0 % - 2 %	1 %	1 %	2 %	9 %	175 %	1243 %
2 % - 4 %	5 %	5 %	17 %	83 %	340 %	114 %
4 % - 5 %	7 %	16 %	64 %	194 %	158 %	4 %
5 % - 5,5 %	18 %	50 %	135 %	181 %	50 %	3 %
5,5 % - 5,9 %	42 %	104 %	164 %	124 %	24 %	2 %
5,9 % - 6 %	178 %	166 %	135 %	81 %	20 %	1 %
CICE/coût d'exploitation						
0 % - 0,2 %	20 %	21 %	29 %	56 %	183 %	744 %
0,2 % - 0,5 %	60 %	62 %	73 %	101 %	163 %	166 %
0,5 % - 1 %	93 %	92 %	103 %	112 %	109 %	35 %
1 % - 1,5 %	105 %	127 %	126 %	105 %	57 %	5 %
1,5 % - 2 %	154 %	150 %	125 %	93 %	39 %	3 %
> 2 %	281 %	177 %	106 %	73 %	27 %	3 %
	Croissance des salaires horaires					
	C1-C5	Q1 sauf C1-C5	Q2	Q3	Q4 sauf C96-C100	C96-C100
CICE/masse salariale brute						
0 % - 2 %	205 %	100 %	66 %	81 %	120 %	181 %
2 % - 4 %	130 %	104 %	81 %	99 %	113 %	107 %
4 % - 5 %	84 %	97 %	91 %	114 %	107 %	74 %
5 % - 5,5 %	68 %	90 %	101 %	125 %	96 %	63 %
5,5 % - 5,9 %	72 %	89 %	100 %	122 %	97 %	79 %
5,9 % - 6 %	89 %	102 %	112 %	94 %	93 %	101 %
CICE/coût d'exploitation						
0 % - 0,2 %	110 %	85 %	76 %	96 %	125 %	186 %
0,2 % - 0,5 %	89 %	91 %	97 %	106 %	106 %	106 %
0,5 % - 1 %	102 %	100 %	99 %	101 %	101 %	96 %
1 % - 1,5 %	107 %	110 %	104 %	95 %	92 %	86 %
1,5 % - 2 %	98 %	106 %	109 %	97 %	91 %	85 %
> 2 %	80 %	92 %	114 %	111 %	88 %	74 %

Note : Représentation relative de la catégorie,  $= \frac{N_{Int \times Cat}}{N_{Cat}} = \frac{N_{Int \times Cat}}{\frac{N_{Int}}{N}}$ , où  $N_{Int}$  est le nombre d'entreprises de la catégorie d'intensité de traitement,  $N_{Cat}$  le nombre d'entreprises de la catégorie de salaire; un chiffre inférieur à 100 % indique une sous-représentation du type d'entreprise, un chiffre supérieur à 100 % indique une surreprésentation du type d'entreprise. Qx :  $x^e$  quartile; Cx :  $x^e$  centile.  
Source : DADS-FARE 2011-2014.

du CICE lorsque mesuré en proportion de la masse salariale.

En effet, quasiment aucune de ces entreprises ne rémunère l'intégralité de ses salariés en dessous de 2,5 SMIC. A l'opposé, c'est souvent le cas pour les plus petites entreprises. Lorsqu'on considère le CICE en proportion des coûts totaux (en considérant également l'utilisation de capital), les différences sont moins marquées, même si on observe toujours que les plus petites entreprises sont plus fréquemment dans les catégories les plus intensément touchées et les plus grandes dans les catégories les moins intensément touchées.

De fortes différences apparaissent également entre secteurs. Le secteur de l'énergie est faiblement exposé au CICE quand celui des services aux personnes est de loin le plus exposé. Le secteur des services aux entreprises présente la particularité d'être parmi les moins touchés en proportion de sa masse salariale et parmi les plus touchés en proportion de ses coûts totaux. Cela provient du fait qu'il s'agit d'un secteur où les employés sont rémunérés à des niveaux élevés - souvent au-dessus de 2,5 SMIC - mais où ils constituent l'essentiel des facteurs de production.

Cette relation entre la rémunération moyenne des salariés et l'intensité de l'exposition au CICE est directe, et apparaît donc très fortement quand on l'analyse directement (tableau 4). On observe de plus que cette relation - les entreprises versant les plus hautes rémunérations sont les moins exposées au CICE - ne s'estompe qu'à peine quand on prend en compte le coût du capital.

En revanche, l'image est différente en ce qui concerne la croissance des salaires. Cette dimension-là semble assez indépendante de l'exposition au CICE, et aucune tendance franche n'apparaît dans la partie basse de ce tableau. Le seul élément notable est que les entreprises faisant croître le moins les salaires horaires de leurs employés (les entreprises du vingtile le plus bas des croissances salariales) sont surreprésentées parmi les entreprises les plus faiblement impactées par le CICE.

Enfin, ces différences de rémunération et d'intensité capitaliste se reflètent évidemment dans la productivité des entreprises (tableau 5). La corrélation positive entre la productivité d'une entreprise et les salaires qu'elle verse à ces salariés se traduit fortement en termes d'intensité de CICE. Les entreprises les moins productives sont surreprésentées

Tableau 5 – Hétérogénéité d'intensité de CICE, différences de productivité

	Productivité : valeur ajoutée par travailleur					
	C1-C5	Q1 sauf C1-C5	Q2	Q3	Q4 sauf C96-C100	C96-C100
CICE/masse salariale brute						
0 % - 2 %	41 %	13 %	21 %	70 %	256 %	425 %
2 % - 4 %	51 %	36 %	67 %	142 %	164 %	107 %
4 % - 5 %	65 %	72 %	121 %	130 %	87 %	45 %
5 % - 5,5 %	94 %	113 %	141 %	97 %	57 %	39 %
5,5 % - 5,9 %	111 %	140 %	127 %	76 %	57 %	84 %
5,9 % - 6 %	129 %	130 %	106 %	87 %	75 %	82 %
CICE/coût d'exploitation						
0 % - 0,2 %	64 %	24 %	39 %	78 %	210 %	411 %
0,2 % - 0,5 %	81 %	60 %	79 %	112 %	147 %	135 %
0,5 % - 1 %	92 %	90 %	108 %	113 %	94 %	66 %
1 % - 1,5 %	104 %	130 %	123 %	95 %	63 %	30 %
1,5 % - 2 %	135 %	148 %	108 %	84 %	65 %	50 %
> 2 %	184 %	171 %	76 %	59 %	63 %	203 %

Note : Représentation relative de la catégorie,  $= \frac{N_{Int \times Cat}}{N_{Cat}} = \frac{N_{Int \times Cat}}{\frac{N_{Int}}{N_{Cat}}}$ , où  $N_{Int}$  est le nombre d'entreprise de la catégorie d'intensité de traitement,  $N_{Cat}$  le nombre d'entreprise de la catégorie de productivité; un chiffre inférieur à 100 % indique une sous-représentation du type d'entreprise, un chiffre supérieur à 100 % indique une surreprésentation du type d'entreprise. Qx :  $x^e$  quartile; Cx :  $x^e$  centile.  
Source : DADS-FARE 2011-2014.

parmi les plus fortement impactées par le CICE quand les entreprises les plus productives sont surreprésentées parmi les moins intensément ciblées par le CICE.

Pour toutes ces raisons, il est primordial de contrôler ces différences entre entreprises plus ou moins intensément traitées par le CICE, qui ne pourraient pas sinon servir de témoin pour évaluer l'impact du CICE. C'est pourquoi nous incluons comme contrôles dans nos estimations le niveau des salaires moyens, la productivité et l'intensité capitalistique, ainsi que des effets fixes annuels pour la taille et le secteur.

### 3 Compétitivité internationale : les exportations

Promouvoir la compétitivité des entreprises françaises sur les marchés internationaux était un des objectifs du CICE les plus mis en avant, à long terme via une amélioration de la

compétitivité hors coût ainsi qu'à plus court terme via une amélioration de la compétitivité-prix. Dans cette section, nous évaluons dans quelle mesure le CICE a rempli cet objectif de court terme en examinant la relation entre l'intensité de l'exposition au CICE et le comportement d'exportation des entreprises. Dans ce sens, la principale variable dépendante est la valeur totale des exportations. Deux autres variables sont également examinées : les valeurs unitaires (qui donnent une information sur une éventuelle baisse des prix) et la probabilité d'avoir des exportations positives (marge extensive). Les détails du cadre conceptuel et de l'équation d'estimation sont donnés dans l'annexe [B.4](#).

Les caractéristiques du CICE ont pour effet de distendre le lien entre les sommes allouées et le coût du travail dans la perception des décisionnaires d'entreprises. De ce point de vue, il diffère des allègements de cotisations sociales qui modifient directement le coût du travail auquel font face les entreprises. Il faut donc considérer la possibilité que les effets du CICE sur les exportations soient différents de ceux d'un allègement direct du coût du travail d'un montant équivalent.<sup>1</sup>

Ces éléments soulignent l'intérêt d'évaluer l'effet du dispositif *ex post* et de manière différenciée des autres variations du coût du travail. Nous reproduisons tout d'abord les régressions instrumentées sur la période 2012-2014 afin de vérifier si l'analyse avec la base DADS 2014 définitive induit des modifications aux résultats initialement obtenus (tableau [6](#)). Nous regardons ainsi l'impact du CICE sur les valeurs unitaires à l'exportation (canal d'une amélioration rapide de la compétitivité-prix à l'export) ainsi que sur les volumes exportés. Nous regardons également l'impact du CICE sur la probabilité d'exporter. Nous considérons les exportations en termes d'entreprises-pays ; ainsi, une entreprise déjà exportatrice commençant à exporter vers un nouveau pays sera considérée comme une nouvelle exportatrice vers ce pays. Nous reportons dans ce tableau les résultats de la spécification

---

1. Il est possible que l'apprentissage du dispositif par les entreprises prenne du temps. Par exemple, Bach (2015) montre que les entreprises françaises ont mis plusieurs années avant d'exploiter de façon statistiquement détectable la discontinuité dans le taux (marginal) de l'impôt sur les sociétés introduite en 2001. L'absence d'accumulation juste en deçà de deux fois et demie le salaire minimum dans la distribution des salaires à l'embauche en 2014 (voir la partie sur les salaires), alors que le dépassement de ce seuil implique une hausse discrète du coût du travail, suggère que les entreprises ne prennent pas en compte le dispositif CICE ou bien qu'elles font face à des frictions considérables lors de la détermination des salaires d'entrée (Chetty et al. 2013).

économétrique que nous considérons la plus complète, mais nous faisons de nombreux tests de robustesse avec des spécifications alternatives qui sont présentés dans les tableaux 16 à 22 dans l'annexe D.

Tableau 6 – Impact du CICE sur les comportements à l'export

	Variable dépendante		
	Marge intensive		Marge extensive
	Prix unitaires	Volumes exportés	Probabilité d'exporter
Traitement exogène	0.0242 (0.939)	-0.505 (1.049)	-0.0315 (0.0521)
Observations	40338	75870	969308
$R^2$	0.311	0.353	0.285

Notes : Régressions de la variable dépendante (taux de croissance des prix unitaires et des volumes exportés, croissance de la probabilité d'exporter) sur la croissance de l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires et des effets fixes (année×secteur et entreprise), sur la période 2012-2014.

Ecarts-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sources : DADS, FARE, MVC 2011-2014.

En ce qui concerne les volumes exportés, aucun n'est significativement différent de zéro. De plus, les coefficients estimés sont très instables d'une spécification à l'autre, et très semblables à ce que nous avons trouvé avec la base DADS semi-définitive. On constate de plus que l'absence d'effet est généralisée aux différents sous-échantillons considérés.

L'absence d'effet détectable sur le montant des exportations peut provenir de deux causes principales : une faible transmission du CICE dans les prix (l'absence d'effet sur la compétitivité prix) ou un faible effet des baisses de prix sur la demande (faible élasticité prix de la demande). L'analyse des valeurs unitaires permet de répondre à cette question : le résultat d'absence d'impact sur les valeurs unitaires à l'exportation est à nouveau très marqué et contribue à expliquer l'absence d'effet sur la valeur totale des exportations.

Il convient de noter qu'afin d'annuler les variations dans les valeurs unitaires liées à des effets de composition et de se focaliser uniquement sur les changements de prix à panier de produits constant, nous nous concentrons sur les "produits-cœur" des entreprises. Nous définissons comme produit-cœur le produit (au niveau HS-6) qui représente la plus grande

part des ventes à l'exportation de l'entreprise sur les années 2010 et 2011. Nous imposons ensuite la condition que cette entreprise exporte ce produit de façon continue sur la période 2010-2014, ce qui explique le nombre d'observations légèrement plus faible que pour les volumes exportés.

Par ailleurs, il est possible que sans affecter les comportements d'exportation et de prix des entreprises déjà exportatrices, le CICE ait néanmoins eu un effet sur l'entrée de nouvelles entreprises sur différents marchés à l'exportation. Nous examinons pour ce faire l'effet du CICE sur la probabilité d'avoir des exportations positives à l'aide d'un modèle de probabilité linéaire. La variable d'intérêt est alors la différence première d'une variable binaire qui vaut 1 si l'entreprise exporte et 0 si elle n'exporte pas.

Ces résultats indiquent encore une fois une absence d'impact du CICE. Les coefficients sont non significatifs, non pas parce que les écarts-types sont très élevés mais bien parce que les valeurs absolues de ces coefficients sont très proches de zéro quelle que soit la spécification. On retrouve à nouveau le même résultat d'absence d'impact du CICE sur la probabilité d'exporter si on se restreint au seul secteur manufacturier.

Tableau 7 – Impact du CICE sur les volumes exportés par année

	Taux de croissance des volumes exportés		
	2013	2014	2015
Traitement exogène	1.032 (1.150)	-0.211 (1.680)	1.726 (1.931)
Observations	44910	44910	44910

Notes : Régressions du taux de croissance des volumes exportés l'année considérée sur la croissance de l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires et des effets fixes (année×secteur et entreprise).

Écarts-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sources : DADS, FARE, MVC 2011-2015.

Dans le rapport initial, les résultats ne portaient que sur la période 2012-2014, et de même pour les résultats reportés dans le tableau 6, qui teste si les effets mesurés ont été modifiés par l'utilisation de la base DADS 2014 définitive. Nous disposons aujourd'hui des données de commerce pour l'année 2015 également, et nous pouvons ainsi tester si une



montée en charge des effets du CICE s'est fait ressentir à partir de la troisième année du dispositif. Nous estimons donc la forme réduite de notre modèle économétrique sur la période 2012-2015 et présentons les résultats dans le tableau 7, en autorisant le coefficient mesurant l'impact du CICE à varier pour chaque année.

Il n'apparaît alors pas non plus d'effet significatif sur les exportations attribuable au CICE en 2015. Cela indique que l'éventuelle montée en charge du dispositif n'a pas été suffisante pour générer des impacts observables après trois ans de crédit d'impôt.

## 4 Compétitivité nationale : les investissements

Le CICE avait pour vocation d'améliorer la compétitivité des entreprises françaises en leur permettant de diminuer leurs prix afin de se renforcer sur les marchés internationaux en termes de compétitivité-prix, mais également en leur donnant des marges financières afin qu'elles investissent dans une montée en gamme, renforçant ainsi leur compétitivité-hors prix. Il s'agit d'un effet particulièrement délicat à évaluer puisque la productivité ou la montée en gamme n'est pas directement observable dans nos données. Pour autant, on peut essayer de tracer les mécanismes qui sont censés permettre cette amélioration de la qualité de la production.

Nous estimons donc l'impact du CICE sur les investissements, en utilisant les données d'investissements bruts fournies par la base FARE. Une série de régressions est pondérée par les effectifs en 2012 et l'autre non. Les régressions non pondérées donnent plus de poids aux petites entreprises, car plus nombreuses ; elles permettent de révéler le comportement des entreprises, considérées comme unités de décision. A l'inverse, les régressions pondérées donnent plus d'importance aux entreprises représentant une plus grande part des emplois ; leurs coefficients sont plus proches d'une interprétation en effets macro-économiques. Nous faisons le choix de présenter les deux types d'estimations car elles sont toutes deux pertinentes et complémentaires. Par ailleurs, comme le soulignent Solon *et al.* (2015), la comparaison des coefficients pondérés et non pondérés est informative car elle peut révéler l'existence d'une hétérogénéité des comportements (selon la taille des entreprises dans notre

cas) lorsque ceux-ci diffèrent. Il faut néanmoins noter que dans l'ensemble, les différences de coefficients que nous obtenons entre régressions pondérées et non pondérées portent davantage sur la robustesse des résultats que sur la nature des effets du CICE.

Les résultats de nos spécifications centrales sont présentés dans le tableau 8, et nous présentons dans l'annexe E l'ensemble des spécifications dans les tableaux 23 et 24.

Tableau 8 – Impact du CICE sur les investissements

	Variable dépendante : investissements bruts	
	Régressions non pondérées	Régressions
Test placebo	3.120*** (0.861)	9.049 (7.180)
Traitement exogène 2013	-0.0278 (0.665)	3.036 (4.724)
Traitement exogène 2014	0.590 (0.471)	-2.050 (2.992)
Observations	1450877	1450877
$R^2$	0.733	0.943

Notes : Régressions du logarithme des investissements bruts sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Écart-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Il ne ressort de ces régressions que des résultats non significatifs. Toutefois, la valeur très élevée des écart-types nous révèle que les estimations sur cette variable sont très bruitées. Que ce soit en termes de précision de l'estimation ou de non significativité des résultats, la présente analyse confirme les résultats du rapport initial.

## 5 Reconstitution des capacités d'auto-financement

Les objectifs du CICE en termes d'amélioration de la compétitivité hors-prix des entreprises n'étaient pas uniquement directs à travers une hausse des investissements dans le court terme, mais également indirects avec une amélioration de la profitabilité dans le court terme conduisant à des investissements à plus long terme. Les résultats centraux

relatifs à la rentabilité des entreprises sont présentés dans le tableau 9 pour trois indicateurs de marge (marge nette, brute et d'exploitation). L'ensemble des régressions, pour toutes les spécifications, pondérées et non pondérées, des différents indicateurs de marge, sont présentées dans les tableaux 25 à 30 dans l'annexe F.<sup>2</sup>

Tableau 9 – Impact du CICE sur les profits

	Variable dépendante		
	Marges nettes	Marges brutes	Marges d'exploitation
<i>Régressions non pondérées</i>			
Test placebo	-0.100 (0.0296)	-0.0187 (0.0376)	-0.183*** (0.0307)
Traitement exogène 2013	0.0197 (0.0284)	-0.0285 (0.0293)	-0.0394 (0.0290)
Traitement exogène 2014	0.0441* (0.0213)	-0.0283 (0.0222)	-0.0184 (0.0222)
Observations	1873923	1876084	1786084
$R^2$	0.759	0.781	0.659
<i>Régressions pondérées</i>			
Test placebo	0.0503 (0.141)	0.0556 (0.116)	-0.101 (0.0872)
Traitement exogène 2013	0.267* (0.125)	0.079 (1.103)	0.0538 (0.10980)
Traitement exogène 2014	0.372*** (0.0996*)	0.168* (0.0723)	0.193* (0.0732)
Observations	1873923	1876084	1876084
$R^2$	0.847	0.442	0.718

Notes : Régressions de la variable dépendante (logarithme des effectifs issus des DADS ou de FICUS-FARE et heures travaillées) sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Ecart-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$   
Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Pour les régressions non pondérées, les tests placebos pour les régressions des marges nettes et des marges brutes ne rejettent pas l'hypothèse nulle de tendance commune, mais on n'observe pas d'impact substantiel sur la rentabilité des entreprises. Seul le coefficient

2. Les estimations présentées reposent sur un échantillon purgé des outliers, considérés comme le pourcent supérieur et le pourcent inférieur de la distribution des taux de marges (voire l'annexe A.6 sur les filtres opérés sur les bases de données).

des marges nettes en 2014 est significatif, mais il est tellement faible qu'il ne peut pas être interprété comme un relèvement sensible des marges.

Pour les régressions pondérées, les tests placebo sont validés pour les trois indicateurs de marge. On retrouve un impact significativement positif du CICE sur les marges en 2014 pour tous les indicateurs, et également dès 2013 pour les marges nettes. Pour tous, il apparaît une montée en charge de l'impact du CICE sur la profitabilité entre 2013 et 2014 et il sera intéressant de tester si celle-ci s'est prolongée en 2015 lorsque nous aurons les données à disposition. Les résultats des régressions pondérées, qui peuvent être interprétées en termes macroéconomiques, indiquent que si le relèvement des marges a été sensible, moins de la moitié du CICE a été utilisé à cet effet (nous verrons plus loin qu'une part notable a permis de hausser les rémunérations des salariés).

Ici, nous trouvons des différences nettes entre les régressions pondérées et non pondérées, ce qui est le signe d'une hétérogénéité des effets du CICE. Il semble donc que l'effet soit surtout porté par les plus grandes entreprises. Il faut néanmoins garder à l'esprit que cette différence n'est pas forcément une différence de marge effective, mais peut également provenir de différences d'écritures comptables. En effet, les entreprises ont des écritures comptables très variées du CICE, et celui-ci peut donc apparaître à divers endroits de leur bilan, plus ou moins bien pris en compte par nos différents indicateurs de marge. Il était conseillé aux entreprises de comptabiliser le CICE en "déduction de frais de personnel". Si elles l'ont fait ainsi, alors le CICE devrait apparaître dans tous nos indicateurs de marge. Cependant, bien d'autres écritures comptables étaient possibles, certaines n'impliquant pas la prise en compte de cette écriture dans nos indicateurs de marge. Selon la structure de l'erreur de mesure, il est possible que cela mène à un biais d'atténuation.

## **6 Impact du CICE sur l'emploi**

Les objectifs du CICE ne se limitaient toutefois pas à la compétitivité et ce dispositif visait également à favoriser l'emploi. Plusieurs manières peuvent exister de comptabiliser l'emploi : en nombre d'individus ayant un emploi (et ce quel que soit leur temps de travail)

ou au contraire en nombre d'emplois équivalent temps plein. Nous analysons les deux effets, en considérant comme variables dépendantes à la fois le nombre d'heures travaillées et les effectifs moyens (issus des FARE et des DADS).

Les résultats centraux concernant la création d'emploi sont présentés dans le tableau 10. L'ensemble des spécifications sont présentées dans les tableaux 31 à 36 de l'annexe G.1 à titre de tests de robustesse. De plus, une section particulière (annexe C) teste des spécifications alternatives basées sur l'important jeu de contrôles utilisé par Gilles et al. (2016) : ils confirment la robustesse de nos résultats.

Tableau 10 – Impact du CICE sur l'emploi total

	Variable dépendante		
	Postes salariés (DADS)	Effectifs moyens (FICUS-FARE)	Heures travaillées (DADS)
<i>Régressions non pondérées</i>			
Test placebo	-0.0585 (0.0537)	0.0391 (0.0438)	0.0705 (0.0467)
Traitement exogène 2013	-0.499*** (0.0547)	-0.180*** (0.0444)	-0.222*** (0.0416)
Traitement exogène 2014	-0.490*** (0.0470)	-0.144*** (0.0400)	-0.141*** (0.0386)
Observations	1788824	1788684	1788823
$R^2$	0.973	0.979	0.982
<i>Régressions pondérées</i>			
Test placebo	-0.740 (0.435)	-1.415* (0.576)	-1.601** (0.558)
Traitement exogène 2013	-0.185 (0.277)	-0.354 (0.289)	-1.147*** (0.331)
Traitement exogène 2014	-0.178 (0.347)	-0.0824 (0.230)	-0.796** (0.279)
Observations	1788824	1788684	1788823
$R^2$	0.998	0.996	0.997

Notes : Régressions de la variable dépendante (logarithme des postes et des heures travaillées issus des DADS et des effectifs moyens issus de FICUS-FARE) sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Ecarts-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Encore une fois, les résultats de toutes les spécifications sont très concordants. Les tests placebo fonctionnent pour les versions non pondérées, et non seulement les coefficients des placebos sont non significatifs, mais surtout ils sont très faibles, avec de faibles écarts-types. En revanche, les placebos des versions pondérées sont significativement non nuls.

En revanche, aucune des spécifications - pondérées ou non - pour aucune des variables dépendantes, ne trouve un impact significativement positif du CICE sur l'emploi. On retrouve même un résultat assez inattendu pour les régressions non pondérées, mais qui semble très constant : les coefficients sont pour la plupart significativement négatifs. Ils sont assez faibles en valeur absolue mais n'en restent pas moins négatifs.

Afin de détailler les effets, nous avons cherché à reproduire ces estimations pour différentes catégories de salariés. La première concerne les catégories socioprofessionnelles, les résultats des régressions principales sont présentés dans le tableau 11 (et l'ensemble des spécifications peuvent être trouvées dans l'annexe G.2, tableaux 37 à 44).

Il en ressort, de manière assez contre-intuitive, un léger effet positif pour les cadres et les professions intellectuelles supérieures, mais avec un échec du test placebo en non pondéré. Pour les spécifications pondérées, le test placebo est validé et l'impact du CICE apparaît positif en 2014 uniquement. En revanche, aucune spécification concernant les professions intermédiaires ne donne d'effet significatif. Les résultats sont très semblables pour les catégories d'employés et d'ouvriers. Les tests placebos sont validés et les régressions non pondérées donnent un impact négatif quand les régressions pondérées ne donnent pas d'impact significatif en 2013 et un impact significativement négatif en 2014. Si ces résultats peuvent étonner, ils ne sont en fait pas illogiques, et nous tenterons d'en donner une explication plausible dans la conclusion, en faisant le lien avec l'ensemble des résultats de cette évaluation, en particulier les résultats sur les salaires.

Concernant les sexes des salariés, les résultats sont présentés dans l'annexe G.3, tableaux 45 à 48. Pour les deux catégories, les résultats sont les mêmes et sont identiques aux régressions concernant l'ensemble des salariés. Concernant les types de contrat, les résultats sont présentés dans l'annexe G.4, tableaux 49 à 52. Pour les CDI aussi bien que pour les CDD, les résultats apparaissent légèrement positifs en non pondéré mais disparaissent

lorsque l'on pondère les régressions par les effectifs en 2012. Pour ce qui concerne les CDI toutefois, les tests placebo rejettent l'hypothèse de tendance commune.

## 7 Impact du CICE sur les rémunérations des salariés

La section précédente a montré que le CICE n'avait pas eu l'effet positif attendu sur l'emploi. Pour autant, les coefficients des régressions de la profitabilité des entreprises indiquent que le CICE ne s'est que partiellement retrouvé dans les marges. On peut alors

Tableau 11 – Impact du CICE sur l'emploi par CSP

	Variable dépendante : postes salariés		
	Cadres et professions intellectuelles	Professions intermédiaires	Ouvriers
<i>Régressions non pondérées</i>			
Test placebo	0.709*** (0.111)	0.247* (0.132)	0.0772 (0.119)
Traitement exogène 2013	0.869*** (0.102)	0.144 (0.120)	-0.488*** (0.110)
Traitement exogène 2014	0.932*** (0.0871)	-0.0118 (0.0953)	-0.515*** (0.0839)
Observations	706869	804631	1219398
$R^2$	0.951	0.932	0.949
<i>Régressions pondérées</i>			
Test placebo	0.468 (0.789)	0.629 (1.243)	-0.639 (1.418)
Traitement exogène 2013	0.519 (0.490)	1.103 (0.866)	-1.269 (1.060)
Traitement exogène 2014	0.793* (0.417)	1.834** (0.730)	-2.637*** (0.994)
Observations	706869	804631	1219398
$R^2$	0.991	0.989	0.992

Notes : Régressions du logarithme des postes salariés par catégorie socioprofessionnelle sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Écarts-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$   
Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

songer qu'une part des bénéfices du CICE a été partagée avec les employés, ce que nous étudions dans la présente section.

Les résultats principaux concernant les salaires des entreprises sont présentés dans le tableau 12 et l'ensemble des spécifications alternatives servant de test de robustesse sont reportées dans l'annexe H.1, dans les tableaux 53 à 57.

Tableau 12 – Impact du CICE sur l'ensemble des salaires

	Variable dépendante		
	Salaire horaire moyen	Croissance du salaire horaire	Salaire annuel moyen
<i>Régressions non pondérées</i>			
Test placebo	1.435*** (0.0332)	0.788*** (0.0303)	1.838*** (0.0629)
Traitement exogène 2013	1.512*** (0.0292)	0.715*** (0.0258)	1.775*** (0.0570)
Traitement exogène 2014	3.381*** (0.0932)	0.776*** (0.0175)	1.842*** (0.0480)
Observations	1658208	1658204	1788824
$R^2$	0.940	0.354	0.907
<i>Régressions pondérées</i>			
Test placebo	0.790*** (0.165)	0.334 (0.173)	0.823* (0.349)
Traitement exogène 2013	1.245*** (0.204)	0.529*** (0.134)	0.405 (0.253)
Traitement exogène 2014	1.182*** (0.139)	0.456*** (0.0833)	0.572* (0.258)
Observations	1658208	1658204	1788823
$R^2$	0.946	0.327	0.997

Notes : Régressions de la variable dépendante (logarithme des salaires horaires ou annuels moyens, taux de croissance des salaires horaires) sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Ecart-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Les résultats des régressions en double différence sont qualitativement les mêmes pour tous les indicateurs mais seuls les tests placebo des régressions pondérées de la moyenne



de la croissance des salaires horaires sont validés. Les régressions semblent indiquer que le CICE a été partiellement retransmis aux salariés à travers des hausses de salaires. Pour la seule spécification valide - régression dont le test placebo ne rejette pas l'hypothèse de tendance commune - les résultats sont en phase avec la littérature économique, avec une élasticité de l'ordre de 0,5. En effet, Arulampalam et al. (2012), Liu et Altshuler (2013) et Dwenger et al. (2011) ont trouvé, à partir de réformes différentes de taux d'impôts sur les sociétés en Europe, qu'environ la moitié des baisses d'impôt sur les sociétés bénéficiaient aux salariés à travers des hausses de leurs rémunérations.

Tableau 13 – Impact du CICE sur les salaires par CSP

	Cadres et professions intellectuelles	Professions intermédiaires	Ouvriers
<i>Salaire horaire moyen</i>			
Test placebo	0.274 (0.280)	0.175 (0.300)	0.490 (0.267)
Traitement exogène 2013	0.865*** (0.229)	0.233 (0.235)	-0.482 (0.376)
Traitement exogène 2014	0.754*** (0.137)	0.372* (0.147)	-0.141 (0.184)
Observations	549869	612930	932181
$R^2$	0.884	0.881	0.897
<i>Croissance du salaire horaire</i>			
Test placebo	-0.292 (0.253)	0.146 (0.255)	-0.189 (0.264)
Traitement exogène 2013	0.594** (0.194)	0.181 (0.194)	0.270 (0.184)
Traitement exogène 2014	0.164 (0.126)	0.448*** (0.105)	0.336** (0.128)
Observations	549866	612927	932179
$R^2$	0.330	0.346	0.358

Notes : Régressions du logarithme des effectifs moyens par catégorie socioprofessionnelle (ou de la croissance des salaires horaires) sur l'intensité de l'intention de traiter, avec des contrôles pour la productivité, le stock de capital, le salaire moyen, un indicateur de structure des salaires, l'exposition au SMIC et des effets fixes : année×secteur, année×taille et entreprise.

Écart-types robustes entre parenthèses (cluster au niveau entreprise), \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$   
Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Toutefois, les hausses de salaire ne sont pas homogènes, et certains types de salariés en bénéficient plus que d'autres. Pour le voir, nous testons séparément l'effet sur les salaires des différentes catégories socioprofessionnelles. Ces régressions séparées par catégories socioprofessionnelles sont présentées dans l'annexe H.2, tableaux 59 à 74 et nous reportons dans le tableau 13 les résultats principaux.

Pour ces estimations, aucun test placebo ne valide l'hypothèse de tendance commune dans le cas des régressions non pondérées. En revanche, mis à part pour les salaires moyens des employés, tous les tests placebos sont validés pour les régressions pondérées. Les résultats ont alors des impacts positifs sur les salaires des cadres et professions intellectuelles supérieures, ainsi que pour les professions intermédiaires en 2014 (mais pas en 2013). En revanche, on ne retrouve pas les résultats positifs pour les employés et les ouvriers (qu'il s'agisse des salaires moyens ou des croissances salariales). Toutefois, pour les régressions pondérées de la croissance des salaires des ouvriers, si on ne trouve aucun coefficient significatif en 2013, on trouve des coefficients faiblement significatifs (positifs) en 2014 pour certaines spécifications.

Les régressions séparées par type de contrat de travail sont présentées dans l'annexe H.3, tableaux 75 à 82. Pour ce qui concerne les CDI, les tests placebos non pondérés échouent quand les tests placebos pondérés sont validés pour la croissance des salaires horaires. Tous les coefficients des régressions sont quant à eux significativement positifs. Pour ce qui concerne les CDD, les tests placebos valident l'hypothèse de tendance commune. Les régressions des croissances de salaires moyens semblent indiquer un transfert du CICE aux salariés, en particulier pour 2014, mais ces résultats ne se retrouvent pas de manière significative pour les régressions des taux de croissance salariale.

## 8 Conclusion et mise en perspective des résultats

Ce rapport complémentaire a permis de tester la robustesse des résultats du rapport initial d'évaluation des effets économiques du CICE, grâce à de nouvelles bases de données et des spécifications économétriques supplémentaires. D'un point de vue général, les résultats

présentés initialement sont confirmés. Nous ne trouvons pas d'impact significatif du CICE sur les investissements ni sur les exportations en 2013 ni en 2014. En ce qui concerne les exportations, les résultats d'absence d'impact du CICE sont également étendus à l'année 2015. Ceci va à l'encontre de l'hypothèse que nous avons émise de montée lente en puissance du dispositif, à moins qu'il ne faille attendre encore une année supplémentaire pour observer des effets.

En ce qui concerne la profitabilité des entreprises, les résultats pointent des comportements hétérogènes : les régressions non pondérées (mesurant des effets comportementaux, tirés par les plus petites entreprises) donnent des résultats très proches de zéro ; les régressions pondérées (mesurant des résultats interprétables en termes macroéconomiques, tirés par les plus grandes entreprises) donnent des résultats significativement positifs. Ces différences peuvent provenir de différences dans le comportement des entreprises en termes de transmission du CICE aux prix ou aux salaires, mais il se peut également qu'ils ne soient qu'un artefact lié à des différences d'écritures comptables du CICE. Quoi qu'il en soit, si le CICE a permis d'améliorer la profitabilité des entreprises bénéficiaires, il semble que moins de la moitié des sommes n'ait été gardée dans les marges.

En ce qui concerne l'emploi, le résultat d'absence d'impact positif est également confirmé pour 2013 et 2014. Même un léger effet négatif apparaît dans les régressions non pondérées - mais est absent dans les résultats des régressions pondérées. Il semble donc qu'il y ait eu un effet comportemental de réduction des effectifs qui ne se traduit pas par des impacts significatifs au niveau macroéconomique. Ce résultat, paradoxal au premier abord, n'est pourtant pas totalement surprenant. Pour le comprendre, il faut le mettre en perspective avec les résultats par catégories socioprofessionnelles et les résultats sur les salaires.

Il apparaît que près de la moitié des sommes du CICE a bénéficié aux salariés via des hausses de rémunérations. Ce résultat est en phase avec la littérature empirique sur l'incidence des impôts sur les sociétés (Arulampalam et al. 2012, Liu et Altshuler 2013, Dwenger et al. 2011), et confirme les résultats du rapport initial. De plus, sont confirmées également les différences entre catégories socioprofessionnelles : ces augmentations de rémunération ont principalement profité aux cadres et professions intellectuelles supérieures, et dans une

moindre mesure aux professions intermédiaires, mais ni aux employés ni aux ouvriers.

Ceci se rapproche des résultats sur l'emploi puisqu'il apparaît que l'impact négatif est porté par les employés et les ouvriers, quand l'effet est nul sur l'emploi des professions intermédiaires, voire positif - mais peu robuste - sur l'emploi des cadres et les professions intellectuelles supérieures. Il semble donc que le CICE ait conduit à des effets comportementaux de substitution de la main d'œuvre plus qualifiée à de la main d'œuvre moins qualifiée, ce qui entraîne une hausse de rémunération des plus qualifiés et une baisse de l'emploi des moins qualifiés.

Cet effet de substitution était notamment ce qui était recherché par les propositions du rapport Gallois (2012) à l'origine de la mise en place du CICE. Ce rapport préconisait un élargissement des prélèvements obligatoires sur le travail aux plus hauts salaires, afin d'aider les entreprises à opérer une montée en gamme. En effet, les allègements de cotisations ciblés, s'ils permettaient une augmentation globale de l'emploi, génèrent cette augmentation par une substitution des plus basses qualifications aux plus hautes (Crépond et Desplatz 2001).

Or, comme le montrent le tableau 2 et le graphique 1, le CICE concerne une part importante des cadres et des professions intellectuelles supérieures, et étend ainsi effectivement les allègements de prélèvements obligatoires sur les salaires à des catégories socioprofessionnelles qui n'étaient jusqu'ici pas concernées par les allègements de cotisations. Une interprétation possible de nos résultats est donc qu'en réduisant l'incitation à substituer des basses qualifications à des plus hautes, le CICE pourrait favoriser une substitution dans le sens inverse.

## 9 Bibliographie

Andrade P., Bénassy-Quéré A., Carré M. (2015) "Competition and pass-through on international markets : Firm-level evidence from VAT shocks", PSE working Paper.

Arulampalam W., Devereux M.P., Maffini G. (2012) "The direct incidence of corporate income tax on wages", *European Economic Review*, vol. 56(6), pp. 1038-1054.

Atkeson A., Burstein A. (2008) "Pricing-to-market, trade costs, and international rela-

tive prices”, *American Economic Review*, Vol. 98(5), pp. 1998-2031.

Auten G., Carroll R. (1999) “The effect of income tax on household income”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81(4), pp. 681-693.

Bach, L. (2015) “Do better entrepreneurs avoid more taxes?”, Working Papers 1517, Oxford University Centre for Business Taxation.

Bas M., Mayer T., Thoenig M. (2015) “From micro to macro : demand, supply, and heterogeneity in the trade elasticity”, Discussion Paper 10637, CEPR.

Berman N., Martin P., Mayer T. (2012) “How do different exporters react to exchange rate changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, pp. 437-492.

Carbonnier C., Fredon S., Gautier B., Malgouyres C., Mayer T., Py L., Rot G., Urvoy C. (2016) “Evaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière de compétitivité internationale, d’investissement, d’emploi, de résultat net des entreprises et de salaires”, Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d’Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po en réponse à l’appel à évaluation de *France Stratégie*. [<https://spire.sciencespo.fr/hdl:/2441/4v8c8tnfgu8g392dpm6uaefuus>]

Chetty R., Friedman J.N., Saez E. (2013) “Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the eitc on earnings”, *American Economic Review*, vol. 103(7), 2683-2721.

Chirinko R.S., Fazzari S.M., Meyer A.P. (2011) “A New Approach to Estimating Production Function Parameters : The Elusive Capital-Labor Substitution Elasticity”, *Journal of Business & Economic Statistics* Vol. 29(4), pp. 587-594.

Crépon B., Desplatz R. (2001) “Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires”, *économie et statistique*, n° 348, pp. 3-24.

Crozet, M., Head, K. and Mayer, T. (2012) “Quality Sorting and Trade : Firm-level Evidence for French Wine”, *Review of Economic Studies*, vol. 79(2), pp. 609-644.

Dwenger N., Rattenhuber P., Steiner V. (2011) “Sharing the burden : Empirical evidence on corporate tax incidence”, Discussion Papers 2011/19, Free University Berlin, School of Business & Economics.

Eaton J., Kortum S. (2001) “Trade in capital goods”, *European Economic Review*, vol.

45(7), pp. 1195-1235.

Fitzgerald D., Haller S. (2014) “Pricing-to-Market : Evidence From Plant-Level Prices”, *Review of Economic Studies*, Vol. 81(2), pp. 761-786.

France Stratégie (2016) “Rapport du comité de suivie du Crédit d’Impôt pour la Compétitivité et pour l’Emploi”, Rapport 2016.

Gilles F., Bunel M., L’Horty Y., Mihoubi F., Yang X. (2016) “Les effets du CICE sur l’emploi, les salaires et la R&D : une évaluation ex post”, Rapport de recherche du TEPP, n° 16.9.

Guillou S., Treibich T. (2014) “Le CICE : que peut-on en attendre en termes de compétitivité?”, les notes de l’OFCE, n° 41.

Guillou S., Treibich T. (2015) “Impôts, charges sociales et compétitivité. Le CICE : un instrument mixte”, *Revue de l’OFCE*, n° 139, pp. 61-88.

Head K., Mayer T. (2014) “Gravity equations : Workhorse, toolkit, and cookbook”, dans Helpman E., Gopinath G., Rogoff K. (éditeur), “*Handbook of International Economics*”, vol. 4, pp. 131-195.

Imbs J., Méjean I. (2010) “Trade Elasticities, A Final Report for the European Commission”, *European Union Economic Papers*, n° 432.

Imbs J., Méjean I. (2015) “Elasticity Optimism”, *American Economic Journal : Macroeconomics*, Vol. 7(3), pp. 43-83.

Karabarbounis L., Neiman B. (2013) “The Global Decline of the Labor Share”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 129(1), pp. 61-103.

Cotis J.-P. (2009) “Partage de la valeur ajoutée, partage des profits et écarts de rémunérations en France”, Rapport au Président de la République, 13 mai 2009, la documentation française, Paris.

Liu L., Altshuler R. (2013) “Measuring The Burden Of The Corporate Income Tax Under Imperfect Competition”, *National Tax Journal*, vol. 66(1), pp. 215-37.

Melitz M.J. (2003) “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, vol. 71(6), pp. 1695-1725.

Mulligan C.B., Rubinstein Y. (2008) “Selection, investment, and women’s relative wages

over time”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123(3), pp. 1061-1110.

Observatoire des entreprises (2011) “Les entreprises en France en 2010 : une situation en demi-teinte”, *Bulletin de la Banque de France*, n° 186, pp. 1-24.

Ourliac Benoit (2016) “Rapport d’expert sur le rapport du LIEPP”, *France Stratégie* [[http://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/rapport\\_dexpert\\_sur\\_liepp\\_de\\_benoit\\_ourliac.pdf](http://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/rapport_dexpert_sur_liepp_de_benoit_ourliac.pdf)].

Solon G., Haider S.J., Wooldridge J.M. (2015) “What are we weighting for?” *Journal of Human resources* 50(2), pp. 301-316.

## A Données

Les données utilisées sont essentiellement les mêmes que pour le rapport initial (Carbonnier et al. 2016), avec deux modifications d'importance. La base de données DADS pour l'année 2014 était une base non-définitive, l'Insee devait encore travailler pour l'expurger d'éventuelles erreurs encore présentes. Le travail présenté ici a été fait sur la base définitive mise à disposition des chercheurs en novembre 2016. Deuxièmement, depuis le rapport initial, les douanes ont compilé la base des exportations pour l'année 2015, et nous étendons donc l'analyse à cette troisième année du dispositif.

### A.1 Mouvements de créances (MVC)

La Direction générale des finances publiques (DGFIP) construit de manière spécifique un fichier - MVC pour mouvements de créance - informant les initialisations des droits à CICE des entreprises. Cette base, qui a commencé à être créée pour le millésime 2013, comporte cinq variables pour l'ensemble des entreprises susceptibles de bénéficier du CICE, soit plus de 800 000 observations. Ces cinq variables sont : *initialisation*, le montant de crédit d'impôt auquel l'entreprise a droit au titre du CICE, initialisé sur ses déclarations fiscales déposées auprès des services fiscaux ; *augmentation*, les ajustements à la hausse étant donnée l'évolution de la structure salariale de l'entreprise ; *diminution*, la même chose à la baisse ; *imputation*, la quantité de CICE que les entreprises ont été en mesure de déduire de leurs impôts sur les sociétés ; *restitution*, la quantité de CICE que les entreprises ont reçu directement de l'Etat (il s'agit pour certaines entreprises éligibles à restitution immédiate de la somme de CICE qui dépasse le montant des impôts sur lesquels le CICE aurait pu s'imputer).

Ces variables permettent de déduire une répartition des utilisations du CICE. Après appariement avec les autres bases de données (et la perte de quelques entreprises absentes de certaines bases), le montant total initialisé en 2013 est de 9,8 milliards d'euros. Un grand nombre d'entreprises bénéficient d'une quantité relativement faible de CICE, avec environ 2 756 euros pour les micro-entreprises et 24 492 euros pour les PME, tandis que



les montants reçus par les grandes entreprises sont dix à cent fois plus importants : les 288 grandes entreprises présentes dans la base ont initialisé en 2013 une somme de crédit d'impôt environ égale à celle des 496 750 micro-entreprises.

Les initialisations, outre qu'elles sont très variables, représentent des montants relativement faibles pour les entreprises. En prenant le chiffre d'affaires comme référence de valeur, il apparaît que le CICE ne dépassait un pourcent du chiffre d'affaires pour un quart des entreprises en 2013 seulement et moins de la moitié en 2014. Ceci illustre par ailleurs la hausse des montants du CICE. Par ailleurs, la perception de ces montants reste très étalée dans le temps du fait de la forme fiscale de crédit d'impôt du CICE. Toutefois, le fait générateur du crédit d'impôt est quant à lui très précisément marqué dans le temps, puisqu'il s'agit de l'emploi salarié. Il importe de prendre en compte ces faits dans l'analyse des résultats économétriques de notre étude, puisque des mécanismes d'impact via le desserrement des contraintes budgétaires - notamment en lien avec les capacités financières d'investissement - ne pourront qu'être différés dans le temps alors que des effets d'incitations - notamment en termes d'emploi - pourraient être plus immédiats.

Deux derniers points importants sont à noter sur cette base de données concernant son calendrier de création. Elle est construite sur les déclarations fiscales des entreprises qui ont des délais importants puisqu'elles sont constituées au fur et à mesure des clôtures de bilan des entreprises. Ainsi, si la base des crédits initialisés au titre de l'exercice 2013 est quasiment complète, celle pour 2014 est encore en voie de complétion et donc les résultats que nous en tirerons seront moins robustes. Toutefois, les résultats présentés dans le présent complément de rapport utilisent une base mise à jour fin 2016 par la DGFIP, et comportant donc quasiment toutes les initialisations de crédit d'impôt pour les années 2013 et 2014, y compris les salaires des dernières semaines de 2014 pour les entreprises clôturant légèrement avant la fin d'année civile qui ont été déclarés dans la liasse fiscale de 2015 (transmise aux services fiscaux dans le courant du premier semestre 2016).

## A.2 Déclarations annuelles de données sociales

Les fichiers de déclarations annuelles de données sociales (DADS) regroupent des informations sur chaque poste dans chaque entreprise : salaires nets et bruts, temps de travail, catégories socioprofessionnelles, types de contrats, sexe du salarié... Il est à noter qu'il existe une observation par poste pour chaque entreprise et une observation par contrat salarial pour chaque salarié. Ainsi, un même salarié peut se retrouver plusieurs fois dans la base s'il a des contrats avec plusieurs entreprises. Il s'agit donc d'une base de données à utiliser du point de vue des entreprises et non des salariés. De plus, il est primordial de savoir que les DADS sont présentées sous la forme de fichiers régionaux, et que les observations concernant des employés d'une entreprise située dans une région mais demeurant dans une autre région sont présentes dans les fichiers régionaux des deux régions. Un premier travail avant de commencer l'analyse a donc consisté à épurer ces bases de données des doubles comptes.

Par ailleurs, pour chaque poste, les valeurs des variables sont également données pour l'année précédente. Ceci permet de construire des évolutions des variables d'une année sur l'autre pour chaque poste. En effet, les identifiants des postes ne sont pas reconnaissables d'un millésime sur l'autre et il n'est donc pas possible de construire un panel des postes. En revanche, les identifiants des entreprises sont bien les SIREN, stables dans le temps, et nous constituons donc des panels d'entreprises. Ainsi, pour ce qui concerne les évolutions salariales, nous avons opéré de deux manières. D'une part nous avons calculé les salaires moyens par entreprise chaque année, et les avons comparés d'une année sur l'autre. Comme les évolutions peuvent provenir à la fois de variations des salaires eux-mêmes ou de la structure d'emploi dans l'entreprise, nous avons également calculé, pour chaque poste déjà présent dans la même entreprise l'année précédente, la croissance individuelle du salaire horaire. Ensuite, nous avons agrégé en calculant pour chaque année la moyenne des croissances salariales individuelles. Cette croissance salariale est épurée des effets de structure et ne reflète que les variations de salaires individuels.

Par ailleurs, les données sur les rémunérations sont précises en ce qu'elles sont au niveau

du poste, mais relativement imprécises quant à ce qu'elles recouvrent. La rémunération brute comprend "toute la rémunération reçue par l'employé en vertu de son contrat de travail, avant déduction des cotisations obligatoires", elle inclut donc par exemple les primes de précarité de fin de contrat à durée déterminée (qui correspondent à 10 % des montants reçus dans le cadre du contrat), ainsi que l'ensemble des primes de fin de contrat. Ceci peut générer des biais dans l'observation des croissances de salaire horaire puisque ces primes gonflent, pour l'année de fin de contrat, la rémunération brute totale mais pas le nombre d'heures travaillées. Il convient donc, pour mesurer les croissances de salaires horaires, de purger les bases de ces postes en fin de contrat.

En ce qui concerne l'emploi, il nous a été indiqué par les organismes producteurs des données que les redressements effectués sur les heures travaillées pouvaient avoir laissé quelques erreurs. Ainsi, bien qu'il est extrêmement peu probable que ces erreurs soient alignées avec l'intensité du traitement par le CICE (et qu'ainsi elles augmentent les écarts-types des estimations mais ne les biaisent pas) nous avons privilégié les mesures de l'emploi en termes d'effectifs. Ceci peut également comporter des erreurs dans le sens où un remplacement d'un plein-temps par deux mi-temps est alors perçu comme une augmentation de un à deux des effectifs. Toutefois, les résultats avec l'une ou l'autre des variables (heures totales travaillées ou effectifs sur l'année) sont très proches.

Les données sont présentées au niveau des postes salariés, mais pour les confronter à nos autres bases de données, nous les agrégeons au niveau des entreprises. Ceci nous permet de réaliser des estimations de l'impact du CICE sur ces variables à l'aide de la stratégie d'identification présentée dans la partie 2.1. Pour mener à bien cette stratégie d'identification, il est nécessaire de pouvoir mesurer le CICE potentiel auquel aurait eu droit une entreprise en fonction de sa structure productive avant que la réforme ne soit mise en application. Or, ce n'est pas possible à partir des données de mouvements de créances, qui n'existaient pas avant l'année 2013. Toutefois, la base de données DADS nous permet d'approcher ces valeurs grâce à l'information précise qu'elle contient sur les structures salariales des entreprises. Il est en effet possible de calculer les masses salariales inférieures à 2,5 SMIC pour chaque année, et d'en déduire un CICE potentiel. Comme présenté dans le

rapport initial, ce calcul pour les années 2013 et 2014 est extrêmement proche des montants de CICE effectivement initialisés auprès des services fiscaux et présentés dans la base MVC.

### **A.3 FARE**

Les informations générales sur la structure de production des entreprises et leurs bénéfices sont présentes dans la base FARE (fichier approché des statistiques ESANE) du dispositif ESANE (élaboration des statistiques annuelles d'entreprise). Elle est construite par l'INSEE à partir des données fiscales de la direction générale des finances publiques (DGFIP), des déclarations sociales des entreprises (voir ci-dessus) et de données d'enquête issues d'un échantillon d'entreprises. Le questionnaire d'enquête vise à produire les statistiques structurelles d'entreprises. Il convient de noter que le questionnaire adressé aux entreprises a été modifié en 2011. Ce changement peut avoir induit des modifications dans les variables mesurées entre 2010 et 2011 qui ne reflètent pas de réelles modifications des comportements des entreprises. Toutefois, ce moment du changement est assez éloigné du moment qui nous intéresse pour la présente étude.

Cette base de données couvre l'ensemble des entreprises (y compris les entreprises sans salarié) à l'exception du secteur financier et des exploitations agricoles. Elle fournit des variables de bilan, tels que les actifs et l'amortissement des entreprises, le fonds de roulement, la dette financière, et les variables de compte de résultat, dont le chiffre d'affaires, l'excédent brut d'exploitation, le bénéfice avant impôts, la dépréciation et amortissement, les frais financiers, les taxes, les achats de matières premières, etc. A partir de ces variables, il est possible d'isoler les investissements des entreprises, et de construire des variables dépendantes et des contrôles pour l'analyse économétrique.

Pour ce qui concerne les variables dépendantes, nous construisons tout d'abord à partir de cette base les effectifs moyens. Les producteurs des données nous ayant indiqué que les variables d'effectifs au 31 décembre étaient plus sujets à erreurs ou manipulations dans les déclarations que les effectifs moyens sur l'année, nous avons privilégié les seconds sur les premiers (le rapport initial considérait les effectifs au 31 décembre). Nous trouvons

également dans cette base des variables comptables permettant de mesurer les investissements (bruts totaux, corporels, incorporels) ainsi que la profitabilité des entreprises. Sur ce dernier point, l'écriture comptable du CICE est peu claire, et il est probable que les différentes entreprises l'aient comptabilisé différemment (déduction des frais de personnel, subvention d'exploitation, autres produits d'exploitation ou déduction d'impôt sur les sociétés). Ainsi, les différentes mesures de marge des entreprises peuvent prendre ou non en compte le CICE selon la manière dont il est comptabilisé. Nous avons essayé de pallier ce problème en considérant trois indicateurs de marge : le résultat d'exploitation et l'excédent brut d'exploitation en proportion du chiffre d'affaires, ainsi que le produit d'exploitation en proportion des coûts d'exploitation.

Bien entendu, une question intéressante quant à l'impact du CICE consiste à savoir si les dividendes versés ont été affectés. Il existe bien une variable relative aux dividendes dans la base FARE, malheureusement, celle-ci correspond aux dividendes bruts versés par les entreprises. Or, ceux-ci proviennent en partie des dividendes reçus par les filiales et transmis à leur maison mère. Ainsi, il existe de nombreux doubles comptes. Le rapport Cotis (2009) avait déjà pointé ce fait : en 2007, il estimait à 147,6 milliards d'euros les dividendes reçus par les entreprises françaises, soit plus des trois quarts des dividendes versés par ces mêmes entreprises françaises (192,2 milliards d'euros en 2007). L'observatoire des entreprises (2011) a cherché à corriger les doubles comptes pour l'année 2010 et a dû diminuer les dividendes mesurés de 38 % en moyenne. L'erreur est plus importante sur les grandes entreprises (47 %) mais reste loin d'être négligeable pour les plus petites : 24 % pour les PME et 25 % pour les ETI. Nous avons donc décidé de ne pas utiliser cette variable de dividende qui nous aurait donné des résultats bien trop imprécis.

Pour ce qui est des contrôles, nous utilisons non seulement des variables de structure salariale tirées des DADS mais également des variables tirées de FARE : la productivité (valeur ajoutée divisée par l'effectif moyen) et le stock de capital (immobilisations corporelles et incorporelles). Parmi le jeu de variables de contrôles repris de Gilles et al. (2016), un nombre important est calculé depuis la base FARE : le taux de marge (EBE/VA), la rentabilité économique (EBE/immobilisations), la productivité (VA/effectifs), l'intensité

capitalistique (immobilisations corporelles/effectifs), part des exportations dans le chiffre d'affaires, taux d'investissement (investissements corporels/VA), taux d'endettement (emprunts et dettes sur la somme du capital social, primes d'émissions, du résultat d'exercice, des subventions d'investissement au passif et des autres capitaux propres), taux de prélèvement financier (intérêts d'emprunts/EBE).

Alors que toutes les autres bases sont définies au niveau de l'entreprise (avec l'indication du numéro de SIREN permettant de reconnaître et d'apparier les entreprises à la fois entre les années et les différentes bases de données), les fichiers FARE font des regroupements d'entreprises pour certaines d'entre elles, ce qui est appelé profilage. En effet, certains grands groupes ont transformé des parties de leur chaîne de production en unités juridiques indépendantes, alors que les décisions restent prises au niveau central. Afin de fournir une meilleure vue d'ensemble de la structure productive, l'INSEE rassemble différentes unités légales (avec des numéros de SIREN différents) en une seule entité. Pour les 6 entreprises profilées historiques, qui n'apparaissent dans la base que sous leur forme profilée, nous considérons l'entreprise profilée et profilons de manière similaire les autres bases de données. En revanche, la centaine d'autres entreprises profilées sont présentes dans la base à la fois sous leur SIREN individuel et sous leur SIREN profilé. Nous ne considérons pour elles que le SIREN individuel.

#### **A.4 Appariement avant utilisation des données de douanes**

Nous travaillons sur une base constituée de l'appariement des trois bases précédemment présentées. Une fois l'appariement DADS-MVC effectué, nous calculons les ratios de CICE imputé sur la base des données sociales sur le CICE initialisé dans la base MVC et nous excluons de l'échantillon les entreprises dont le ratio appartient au percentile supérieur en 2013 ou en 2014. On effectue ensuite l'appariement avec la base FARE. Seules les entreprises présentes dans les trois bases (DADS-FARE-MVC) sont conservées. Nous apparions ces bases MVC, DADS et FARE et les utilisons pour toutes les estimations ne nécessitant pas de données issues de la base des douanes. Puis, à partir de cette base, nous opérons

différents appariements avec la base des douanes selon les besoins d'estimation (voir la sous partie suivante).

Nous opérons ensuite deux restrictions sur les bases obtenues. Tout d'abord, nous ne gardons que les entreprises qui ont au moins un équivalent temps plein sur l'année, afin de ne pas être biaisé par les coquilles vides. Ensuite, nous cylindrons notre base de données appariée sur la période 2010-2014. Il reste alors légèrement moins de 500 000 entreprises dans la base finale utilisée pour les estimations. Des sélections supplémentaires sont effectuées dans le cadre de l'analyse des exportations. Elles sont détaillées dans la section suivante.

## **A.5 Données de douanes**

Pour ce qui concerne les données d'exportations, nous avons accès à une base compilée par le service des douanes qui renseigne, pour chaque entreprise identifiée par son SIREN, les volumes et valeurs exportées par pays de destination et par type de produit exporté. Nous définissons une "grande entreprise" par le fait d'appartenir au quartile supérieur en termes de ventes, d'exportations et d'heures travaillées pour les années 2010 et 2011. Par ailleurs, nous excluons les entreprises dont le montant de CICE se situe dans le plus haut percentile soit en 2013 soit en 2014 - cette restriction est la même que dans le reste de l'analyse. Pour ce qui concerne la marge extensive, nous nous concentrons sur les entreprises présentes de façon continue entre 2010 et 2014 (échantillon ME). Pour ce qui concerne la marge intensive, nous nous concentrons sur les entreprises qui exportent de façon continue entre 2010 et 2014 (échantillon MI). De plus, nous avons obtenu, depuis le rapport initial, les données de douanes pour l'année 2015, ce qui nous permet de faire les évaluations pour la troisième année de CICE.

L'échantillon MI présente un ratio de CICE sur masse salariale brute moyen plus faible que celui de l'échantillon ME. Au sein de l'échantillon MI, le ratio d'exportations sur chiffre d'affaires est plus élevé dans le secteur manufacturier. Ce secteur présente un taux de CICE plus élevé et un salaire moyen légèrement plus faible. La taille des entreprises (mesurée

par le nombre d'heures travaillées annuellement) y est plus élevée et la valeur ajoutée par travailleur légèrement inférieure. La règle de sélection utilisée pour l'échantillon MI induit une surreprésentation du secteur manufacturier par rapport à l'échantillon ME.

Concernant l'échantillon ME, le secteur manufacturier a un taux de participation à l'exportation plus de 4 fois supérieur à celui du secteur non-manufacturier. Le salaire moyen y est plus faible que dans l'échantillon MI.

Il convient ensuite de s'intéresser à la relation entre la variable d'intensité du traitement (taux de CICE) et les activités d'exportation. Cette relation est négative entre la part des exportations dans les ventes totales et le taux de CICE retardé. C'est encore plus fort au sein du secteur manufacturier. Le vingtile supérieur du taux de CICE en 2013 (correspondant au taux de CICE au-dessus duquel 5 % des entreprises se situaient en 2013) avait un ratio exportation / CA moyen de 17 % en 2012, alors que le vingtile inférieur présentait un taux de plus de 40 %. En dehors du secteur manufacturier la relation est plus bruitée, même si les lignes de régressions incluses dans les graphiques sont clairement négatives.<sup>3</sup>

Concernant la marge intensive, la relation entre taux de CICE et part d'exportateurs au sein du secteur manufacturier est non-monotone (même si la pente des régressions linéaires demeure négative pour les deux années 2013 et 2014). Les taux d'exportateurs excèdent les 40 % pour les vingtiles les plus élevés du taux de CICE. On remarque cependant de fortes variations au sein des vingtiles supérieurs entre 2013 et 2014.

## A.6 Filtres opérés et échantillon d'analyse retenu

Les bases de données auxquelles nous avons accès sont quasi exhaustives aussi bien en ce qui concerne les salariés (DADS) que les entreprises (FARE). Néanmoins, l'échantillon retenu dans l'analyse économétrique diffère de l'échantillon total pour plusieurs raisons.

Premièrement, nous nous intéressons aux entreprises qui sont éligibles au CICE, qui se trouvent donc dans la base Mouvement de Créances. De plus, nous ne gardons que les

---

3. De même, Guillou et Treibich 2014 et 2015 montrent une association négative entre valeur des exportations par salarié et taux de CICE (sur la base de données antérieures au traitement).



entreprises pour lesquelles nous avons à la fois de l'information sur la structure salariale et sur le bilan de l'entreprise. Notre base de données pour l'analyse sur l'emploi, les profits, et les salaires est donc restreinte aux seules entreprises qui se trouvent à la fois dans les bases MVC, DADS, et FARE.

Ensuite, certains individus ou entreprises ne nous paraissent pas pertinents car trop différents du reste de l'échantillon par leur statut (catégorie socioprofessionnelle, type de contrat, temps partiel ou encore catégorie juridique de l'entreprise). Ainsi dans la base DADS, sont exclus de la base les postes ASSEDIC qui sont en général associés à Pôle emploi, les stagiaires, les mandats électifs, les chefs d'entreprises de plus de 10 salariés et les postes pour lesquels l'information sur les salaires et le nombre d'heures travaillées sont manquantes. En ce qui concerne les statuts, les entreprises non éligibles au CICE telles que les entreprises individuelles sont automatiquement exclues lors de l'appariement des bases détaillé ci-dessus.

Par ailleurs, pour certaines entreprises ou certains salariés, il peut y avoir des valeurs aberrantes relatives au pourcentage de la masse salariale éligible, aux salaires et/ou au profit de l'entreprise. Nous commençons donc par exclure de l'analyse les entreprises pour lesquelles la part de la masse salariale éligible est située dans le dernier percentile en 2013 et en 2014 (et en particulier supérieure à 6%). Pour l'analyse sur les salaires, sont exclus de la base tous les salariés dont le salaire est inférieur à 0,85 SMIC. Pour l'analyse sur les profits, nous avons enlevé les entreprises du premier et du dernier percentile de la distribution des taux de marges.

De plus, dans la mesure où notre analyse correspond à une comparaison d'entreprises plus ou moins exposées au CICE, avant et après la mise en place du CICE, il apparaît pertinent de "cylindrer" la base afin de s'assurer que les résultats obtenus proviennent bien de l'évolution annuelle d'observations similaires et qu'ils ne sont pas tirés par des effets de composition. Dans cette perspective, nous ne gardons que les entreprises qui sont présentes pendant cinq ans et qui emploient au moins une personne en équivalent temps plein chaque année sur la période.

Afin de mieux préciser l'impact de nos choix sur la représentativité de notre échantillon

final, le tableau 14 présente pour l'année 2012 des statistiques descriptives sur nos principales variables dépendantes et de contrôle (en termes de moyenne, médiane, écart type) pour trois échantillons :

- l'échantillon global : basé sur la simple intersection de nos trois bases de données (MVC, DADS et FARE) ;
- l'échantillon pour l'emploi et les salaires : comportant les restrictions relatives à la base cylindrée et à l'exclusion de valeurs aberrantes pour les salaires et le ratio de masse salariale éligible ;
- l'échantillon d'analyse pour les profits : qui exclut aussi les valeurs aberrantes pour les profits.

Plusieurs remarques peuvent être faites. Les effectifs des DADS et les effectifs de FARE sont différents car ils n'ont pas la même définition. Les effectifs moyens des DADS comptabilisent le nombre de postes par entreprise pour chaque année. Ainsi, si une entreprise a embauché successivement deux personnes à temps complet en CDD de six mois, alors cela fera augmenter son effectif DADS de deux. A l'inverse, les effectifs FARE sont comptabilisés en équivalent temps plein. Ainsi, les deux CDD successifs augmenteront l'effectif FARE d'une unité seulement.<sup>4</sup>

On peut aussi noter que les variables de salaire horaire moyen et de croissance de salaire horaire étant manquantes, le nombre d'entreprises présentes dans l'analyse sur les salaires est légèrement inférieur au reste de l'échantillon (même dans le cas cylindré). Ceci s'explique par notre choix de ne considérer que les individus présents durant l'année en cours et l'année précédente afin de pouvoir évaluer l'impact du CICE sur les salaires en faisant abstraction de l'effet de composition. Le salaire annuel moyen correspond, lui, aux salaires versés dans une entreprise divisé par le nombre de postes, tels que définis dans la base DADS.

---

4. Par ailleurs, si l'on divise le nombre d'heures travaillées telles que recensées dans les DADS, par les 1607 heures qui correspondent à un temps plein sur l'année, on retrouve un chiffre du même ordre que l'effectif FARE.

Tableau 14 – Caractéristiques des échantillons d'études, impact des filtres

	Echantillon Global			Echantillon pour emploi et salaires			Echantillon pour les marges					
	Moy.	E-type	Méd.	Obs.	Moy.	E-type	Méd.	Obs.	Moy.	E-type	Méd.	Obs.
<i>Emploi</i>												
Nombre de postes (DADS)	33,68	1569,38	6,00	868952	52,90	2098,49	11,00	479649	52,83	2115,08	11,00	471955
Effectif moyen (FARE)	12,68	365,10	2,75	864245	19,53	332,71	5,00	479648	19,55	334,89	5,00	471954
Heures travaillées (DADS)	24401	585578	4915	868952	39205	741783	9815	479649	39284	746943	9851	471955
<i>Salaires</i>												
Salaire annuel moyen	13943	11543	11558	868952	16900	11938	14783	479649	16697	11285	14719	471955
Salaire horaire moyen	15,87	7,32	14,04	599725	16,46	7,43	14,64	447551	16,30	6,96	14,60	440630
Croissance du salaire horaire	0,04	0,12	0,03	599724	0,04	0,09	0,03	447551	0,04	0,09	0,03	440630
<i>Marges</i>												
Marges brutes	-0,24	39,87	0,06	866124	-0,02	30,61	0,05	479078	0,07	0,12	0,05	471955
Marges nettes	-0,20	117,48	0,03	865958	-0,01	22,90	0,03	479072	0,04	0,11	0,03	471955
Marges d'exploitation	9,03	4257	1,04	868624	13,53	5644	1,03	479459	1,07	0,16	1,03	471955
<i>Contrôles</i>												
Productivité (milliers d'euros)	79,26	213,41	56,77	832050	74,76	217,71	56,68	479576	73,83	210,93	56,63	471885
Stock de capital (milliers d'euros)	2013	179969	101	868952	2822	150957	197	479649	2576	147103	197	471955

Source : DADS-FARE 2011-2014.

L'échantillon pour l'emploi et les salaires présente des effectifs moyens, un nombre d'heures travaillées et un stock de capital supérieurs à l'échantillon global car de nombreuses micro-entreprises ont été écartées (près de 400 000).<sup>5</sup> Par rapport à l'échantillon global, les entreprises conservées dans l'échantillon pour les salaires et l'emploi présentent, en moyenne, des salaires supérieurs alors que la croissance salariale est similaire. Le stock de capital est inférieur dans l'échantillon global.

Les marges moyennes varient assez fortement d'un échantillon à l'autre, alors que ce n'est pas le cas pour les marges médianes. Cela laisse penser que les indicateurs moyens sont possiblement très influencés par des valeurs extrêmes. Dans le dernier échantillon, qui justement vise à les écarter, l'écart-type est fortement réduit et les marges moyennes se rapprochent des marges médianes.

## **B Stratégie d'estimation en double différence sur l'intensité de l'intention de traiter**

### **B.1 Principe général d'estimation**

L'objectif de l'estimation est d'utiliser la réforme du CICE pour calculer l'impact d'une baisse des coûts salariaux sur les comportements des entreprises. Si on appelle  $Y$  la variable d'intérêt considérée représentant le comportement qu'on cherche à évaluer et  $C$  la variable de coût (selon les types de comportements étudiés, on pourra s'intéresser aux coûts totaux  $CT$  ou aux coûts salariaux  $CS$  uniquement). Nous cherchons donc à mesurer l'élasticité  $\epsilon_{Y,C} = \partial \ln(Y) / \partial \ln(C)$ . Cette élasticité peut résulter de divers mécanismes économiques. Il peut s'agir d'une forme de partage de rente comme dans le cas des hausses de salaires suites aux réductions de taux d'IS (Arulampalam et al. 2012, Liu et Altshuler 2013, Dwenger et al. 2011), d'arbitrages entre facteurs de production comme dans le cas de la substitution du capital au travail (Chirinko et al. 2011, Karabarbounis et Neiman 2013) ou de modification du volume produit du fait d'une baisse des prix associée à la baisse des coûts. On attend

---

5. En effet, les entreprises qui, pendant au moins un an sur la période, ont salarié moins d'un équivalent temps plein ont été supprimées.

particulièrement ce dernier mécanisme dans le cas de l'impact du CICE sur les exportations. On peut alors décomposer l'élasticité recherchée :

$$\frac{\partial \ln(Y)}{\partial \ln(C)} = \underbrace{\frac{\partial \ln(Y)}{\partial \ln(P)}}_{\text{demande}} \underbrace{\frac{\partial \ln(P)}{\partial \ln(C)}}_{\text{incidence}}$$

L'élasticité de la demande internationale,  $\partial \ln(Y)/\partial \ln(P)$ , est régulièrement évaluée par la littérature au-dessous de -1 : Imbs et Méjean (2010) trouvent des élasticités entre -1 et -5 selon les pays ; pour les exportations françaises, ils trouvent entre -1,5 et -3 selon les spécifications (les estimations agrégées sous-estimant souvent les élasticités, voir Imbs et Méjean 2015). L'incidence,  $\partial \ln(P)/\partial \ln(CT)$ , est évaluée par la littérature inférieure à 1, généralement de l'ordre de 0,6 mais potentiellement plus faible dans des périodes de crise où les marges sont particulièrement basses (Andrade et al. 2015, Atkeson et Bursten 2008, Berman et al. 2012, Fitzgerald et Haller 2014).

Évidemment, le coût de production d'une entreprise est fortement lié à son comportement, et il n'est pas possible d'estimer directement le lien entre les coûts et les diverses variables d'intérêts. La réforme du CICE, en même temps qu'elle nécessite d'être évaluée, fournit une occasion d'évaluer les comportements des entreprises. En effet, elle modifie de manière exogène les coûts de production des entreprises via une subvention fiscale aux salaires inférieurs à deux fois et demie le salaire minimum. L'idée générale est donc d'utiliser cette variation exogène du coût de production pour réaliser une estimation en double différence de l'impact des coûts salariaux sur les comportements des entreprises.

Toutefois, une telle estimation nécessite généralement de pouvoir séparer un ensemble d'entreprises touchées par la réforme - le groupe de traitement - et un ensemble d'entreprises non touchées par la réforme - le groupe de contrôle. Il n'est pas possible ici de constituer un groupe de contrôle car quasiment toutes les entreprises bénéficient de la réforme. Cependant, la proportion dans laquelle le CICE fait baisser les coûts est très variable entre les entreprises, y compris entre entreprises de tailles similaires présentes dans le même secteur économique (Carbonnier et al. 2016). Nous opérons donc en double différence sur l'inten-

sité du traitement, considérée comme une variable continue. Il s'agit donc de régresser le logarithme de la variable d'intérêt sur le logarithme du coût de production (diminué du CICE à partir de 2013). Cette intensité de traitement peut être considérée en fonction des coûts salariaux uniquement (ce que nous utilisons pour les régressions sur les exportations, l'emploi et les salaires) ou sur l'ensemble des coûts de production (ce que nous utilisons pour les investissements et la profitabilité des entreprises).

Pour autant, il est primordial de se rendre compte qu'une telle régression risque d'être biaisée. Deux raisons principales peuvent être à l'origine d'un biais d'estimation :

**1/ La causalité inverse :** toute entreprise qui voit croître sa masse salariale éligible une année (pour des raisons indépendante du CICE), voit croître de facto l'intensité de son traitement. Ainsi, l'intensité du traitement est fondamentalement endogène à la croissance salariale (tant qu'elle reste inférieure à 2,5 SMIC) et à l'emploi en dessous de ce seuil.

**2/ L'hétérogénéité des tendances :** toute estimation en double différence nécessite pour être valide que soit vérifiée l'hypothèse de tendance commune entre les groupes de contrôle et de traitement. Ici, cela signifie qu'il faut que les entreprises plus ou moins intensément traitées par le CICE (c'est-à-dire les entreprises dont la masse salariale éligible est plus ou moins importante par rapport aux coûts totaux) aient une évolution similaire en l'absence de CICE. Ce n'est pas le cas et il faut donc s'assurer que l'on contrôle efficacement les régressions pour corriger l'hétérogénéité des tendances.

Les traitements statistiques de ces deux biais seront différents et présentés dans les deux sections suivantes.

## **B.2 Ecarter la causalité inverse**

Pour corriger le problème de la causalité inverse, la solution usuelle dans la littérature économétrique consiste à imputer les traitements sur les valeurs passées des variables constituant l'assiette de l'impôt ou de la subvention. Cette stratégie a été proposée par Auten and Carroll (1999) pour l'estimation de l'impact de l'imposition des revenus du travail, en appliquant la variation de taux au revenu de l'année précédant la réforme. Pour le cas

qui nous intéresse, il s'agit d'utiliser la relative stabilité de la structure de coût de production en utilisant le ratio d'éligibilité les années précédant l'introduction du CICE comme proxy du ratio d'éligibilité *ex ante* (c'est à dire le ratio d'éligibilité avant comportement en réponse au CICE, la causalité inverse qu'on cherche à écarter). Ce principe d'utiliser la structure productive les années précédant la réforme a notamment été utilisé par Crépon et Desplatz (2001) pour évaluer l'impact des premiers allègements de cotisations sociales en France.

Pour s'assurer que cette stratégie résout effectivement le problème de causalité inverse, il faut vérifier la validité de l'instrument. Un bon instrument doit avoir deux principales propriétés, il doit être exogène (contrairement au régresseur qu'il instrumente) et il doit être fortement corrélé à ce régresseur. Pour le premier critère, les décalages temporels assurent l'exogénéité. Pour le second critère, la qualité de la prédiction du traitement effectif (i.e. du CICE initialisé en 2013 selon les MVC) vient de la grande stabilité dans le temps des structures productives des entreprises. Les régressions des traitements effectifs (crédits effectivement initialisés tels que fournis par la base MCV) sur les instruments (les crédits prédits à partir de la masse salariale inférieure à 2,5 SMIC l'année précédente) présentées dans le rapport initial montraient la très forte puissance de cet instrument. Le coefficient était toujours très fortement significatif, et très proche de l'unité. De plus, ces régressions de première étape expliquaient une très grande partie de la variance de la variable instrumentée (plus de neuf dixièmes pour le CICE en proportion des coûts salariaux et entre deux tiers et quatre cinquièmes pour le CICE en proportion des coûts totaux).

Le principe de l'estimation en double différence quand l'hypothèse de tendance commune est vérifiée consiste à opérer une régression en panel avec des effets fixes individuels et l'indicatrice de la période de traitement croisée avec l'indicatrice du groupe traité : ces effets fixes et ce croisement d'indicatrices opèrent chacun des deux différences. Ici, comme nous ne regardons pas un traitement dans la marge extensive mais dans la marge intensive, nous conservons les effets fixes individuels et l'indicatrice de la période de traitement mais croisons cette dernière avec l'intensité de l'intention de traiter. Ceci correspond à la

régression suivant l'équation 1.

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_{13} \cdot I_{i,t} \cdot \mathbb{1}_{[t=2013]} + \beta_{14} \cdot I_{i,t} \cdot \mathbb{1}_{[t=2014]} + \sum_j \gamma_j \cdot X_{j,i,t} + \sum_f \gamma_f \cdot \mathbb{1}_{[f]} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où  $I_{i,t} = -\ln(1 - \frac{CICE_{i,t-1}^i}{C_{i,t-1}})$  est l'intensité du CICE<sup>6</sup> (imputé à partir des données sociales) en proportion des coûts (selon la spécification, l'ensemble de la masse salariale - issue des DADS - ou l'ensemble des charges d'exploitation - issue de FARE),  $X_{j,i,t}$  les valeurs des différents contrôles  $j$  et  $\mathbb{1}_{[f]}$  les différents effets fixes. L'indice  $i$  repère l'entreprise et l'indice  $t$  l'année. Il est à noter que pour les mêmes raisons d'exogénéité que pour les variables de traitement, les variables de contrôle sont également retardées d'un an. Les coefficients  $\beta_{13}$  et  $\beta_{14}$  donnent les élasticités pour 2013 et 2014 de la variable  $Y_{i,t}$  par rapport au coût de production. Du fait du signe moins devant la variable d'intensité, il s'agit en réalité des opposés des élasticités. Ce choix a été fait pour que les signes des coefficients des régressions puissent être intuitivement interprétés comme l'effet du CICE : effet positif si le coefficient est positif, et vice versa. Ceci est nécessaire car le CICE constitue une diminution des coûts.

### B.3 L'hypothèse de tendance commune

Cette méthode serait valide si les entreprises ayant différentes intensités potentielles de l'intention de traiter les années avant la réforme évoluaient de la même manière. Cette hypothèse, qui correspond à l'hypothèse de tendance commune, garantit (lorsqu'elle est vérifiée) que le groupe de contrôle puisse servir de contrefactuel au groupe de traitement, c'est-à-dire qu'il évolue comme aurait évolué ce groupe de traitement s'il n'avait pas été impacté par la mesure. Comme ce n'est pas toujours le cas, nous devons corriger cette évolution divergente, c'est pourquoi nous introduisons des contrôles expliquant ces différences de tendance. Cela conduit, une fois que ces contrôles ont capté ce biais, à une tendance commune toutes choses égales par ailleurs.

Pour ce qui est des contrôles, nous utilisons tout d'abord des effets fixes "secteur ×

---

6. Parmi les tests de robustesse, nous opérons les mêmes régressions en prenant  $I_{i,t} = -\ln(1 - \frac{CICE_{i,2012}^i}{C_{i,2012}})$  pour 2013 et 2014, les résultats sont identiques.



année” et “taille  $\times$  année” en plus des effets fixes entreprise. De plus, nous contrôlons pour la productivité de l’entreprise (valeur ajoutée divisée par l’effectif moyen), le stock de capital (immobilisations corporelles et incorporelles) ainsi que le salaire moyen dans l’entreprise. De plus, nous ajoutons un contrôle sur la structure de production de l’entreprise. Pour que ce contrôle capte le mieux possible les différences pré-traitement entre les entreprises qui seront ultérieurement plus ou moins traitées, nous reprenons comme indicateur de structure salariale la part de la masse salariale inférieure à deux fois et demie le salaire minimum, soit  $I_{i,t}$  mais cette fois sans croisement avec des indicatrices d’années.

Par ailleurs, comme il s’avère que les variations du salaire minimum peuvent également influencer sur les variables d’intérêt que nous cherchons à évaluer, justement via des variations de coût salarial des entreprises, nous ajoutons des contrôles de la part de la masse salariale impactée par les revalorisations du salaire minimum. En pratique, nous considérons les variables  $IMISC_{i,t}^a = \frac{MS_{i,t}^{[1,5]}}{MS_{i,t}} * \mathbb{1}_{[t=a]}$  pour les différentes années  $a$ , où  $MS_{i,t}$  est la masse salariale brute de l’entreprise  $i$  l’année  $t$  et  $MS_{i,t}^{[1,5]}$  sa masse salariale en ne considérant que les salariés payés moins d’une fois et demie le salaire minimum.

Pour vérifier que ces contrôles corrigent bien les divergences intrinsèques entre les entreprises traitées à différentes intensités, le test habituel consiste à opérer une régression placebo. Il s’agit d’opérer la même régression que selon l’équation 1, mais uniquement sur les années antérieures à la réforme, et en mesurant l’effet imaginaire d’un CICE fictif en 2012. Ceci revient à opérer la régression selon l’équation 2.

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_{placebo} \cdot I_{i,t} \cdot \mathbb{1}_{[t=2012]} + \sum_j \gamma_j \cdot X_{j,i,t} + \sum_f \gamma_f \cdot \mathbb{1}_{[f]} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Le test de placebo est validé si le coefficient  $\beta_{placebo}$  n’est pas significativement différent de zéro, ce qui indique que la dépendance de la variable d’intérêt dans la structure de production induisant l’intensité de traitement est stable avant la mise en place du CICE. Si le test placebo valide l’hypothèse de tendance commune, les coefficients  $\beta_{13}$  et  $\beta_{14}$  peuvent être considérés comme des estimations sans biais de l’élasticité de la variable d’intérêt  $Y$  sur les coûts salariaux (ou les coûts d’exploitation selon la variable d’intérêt considérée).

Si le test placebo rejette l'hypothèse de tendance commune, il convient de mieux contrôler pour l'hétérogénéité des tendances. Pour ce faire, nous passons en triple différence, dont la forme réduite suit l'équation 3.

$$\Delta \ln(Y_{i,t}) = \alpha + \beta_{13} \cdot \Delta I_{i,t} \cdot \mathbb{1}_{[t=2013]} + \beta_{14} \cdot \Delta I_{i,t} \cdot \mathbb{1}_{[t=2014]} + \sum_j \gamma_j \cdot \Delta X_{j,i,t} + \sum_f \gamma_f \cdot \mathbb{1}_{[f]} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

où  $\Delta$  représente l'opérateur de différence première. Dans cette spécification en tendance, l'effet fixe entreprise mesure la tendance hors traitement du taux de croissance de la variable d'intérêt  $Y$  individuellement pour chaque entreprise.

## B.4 Spécificités de l'analyse de la compétitivité à l'export

### B.4.1 Cadre conceptuel

L'analyse de l'impact du CICE sur les exportations repose sur la même stratégie d'estimation globale. Toutefois, elle doit être adaptée aux spécificités de la question. L'analyse empirique est fondée sur un cadre théorique simple inspiré du modèle séminal de Melitz (2003), développé par Crozet et al. (2012) en ce qui concerne les méthodes d'estimation de l'équation d'exportation au niveau de l'entreprise.

Dans ce modèle, chaque entreprise propose une seule variété en situation de concurrence monopolistique. On considère une entreprise  $i$  identifiée par  $\alpha_i$ , l'inverse de sa productivité totale des facteurs, qui fait face à une demande de type CES sur chacun des marchés  $n$ . L'utilité du consommateur représentatif dans le pays  $n$  est donnée par

$$U_n = \left( \int_{\Omega_n} (q_n(\alpha_i) b_n(\alpha_i))^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\alpha_i \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},$$

où  $q_n(\alpha_i)$  représente la quantité du bien de l'entreprise  $i$  consommée dans le marché  $n$ . Le terme  $b_n(\alpha_i)$  est un choc de demande idiosyncratique au niveau de l'entreprise sur ce marché.

Compte tenu de la structure de la demande, de la présence de coûts de transport de type "iceberg" (dénoté  $\tau_n$ ), le programme de maximisation du consommateur aboutit à la

fonction de demande et donc au flux d'exportation vers le marché  $n$  suivant :

$$x_n(\alpha_i) = \left( \frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{1-\sigma} [\mathbf{c}_i \tau_n b_n(\alpha_i)]^{1-\sigma} \frac{X_n}{P_n^{1-\sigma}} \quad (4)$$

où  $X_n$  et  $P_n$  représentent respectivement la dépense agrégée et l'indice des prix CES au sein du marché  $n$ . Le terme  $\mathbf{c}_i$  représente le coût marginal de l'entreprise, détaillé ci-dessous. En prenant le logarithme de l'équation (4) on obtient :

$$\ln x_n(\alpha_i) = (1 - \sigma) \ln \left( \frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) + (1 - \sigma) \ln \mathbf{c}_i + (1 - \sigma) \ln \tau_n + \ln \left( \frac{X_n}{P_n^{1-\sigma}} \right) + (1 - \sigma) \ln b_n(\alpha_i). \quad (5)$$

L'entreprise opère une fonction de production de type Cobb-Douglas qui combine plusieurs types de facteurs de production, dont du travail. Au sein du facteur travail, on choisit de distinguer le travail peu ou moyennement qualifié qui est éligible au CICE et le travail qualifié qui ne l'est pas. La fonction de production s'écrit :

$$x_i = l_i^{\mu_i} \left( \prod_{k=1}^J (q_{ik}^{\gamma_{ik}}) \right)^{1-\mu_i} \frac{1}{\alpha_i}$$

où  $l_i$  représente la quantité effective de travail qui est elle-même une agrégation de type Cobb-Douglas de la quantité de travail éligible pour le CICE ( $l_i^e$ ) et non-éligible ( $l_i^n$ ) :  $l_i = (l_i^e)^{\eta_i} (l_i^n)^{1-\eta_i}$ . On note  $q_{ik}$  la quantité de facteur de production  $k$  utilisée par l'entreprise  $i$ . L'hypothèse de rendements constants implique :  $\mu_i + (1 - \mu_i) \sum_k \gamma_{ik} = 1 \Leftrightarrow \sum_k \gamma_{ik} = 1$ . Le terme  $\alpha_i$  est un terme égal à l'inverse de la productivité totale des facteurs (PTF) de l'entreprise  $i$ .

Nous introduisons deux hypothèses supplémentaires sur les facteurs de productions  $k$ , qui facilitent l'interprétation des résultats : au sein d'un secteur  $s$ , on suppose que (i) les coefficients techniques  $\gamma_{ik}$  et (ii) les prix  $r_{ik}$  associés aux facteurs  $k$  sont les mêmes pour toutes les entreprises. Nous formulons également l'hypothèse que la part du travail  $\mu$  est constante au sein de chaque secteur. Le programme de minimisation des coûts de

l'entreprise aboutit à une fonction de coût unitaire de la forme suivante :

$$\text{Coût unitaire de production : } \mathbf{c}_i = \alpha_i \underbrace{w_i^{\mu_s} \left( \prod_k r_{sk}^{\gamma_k} \right)^{1-\mu_s}}_{=c_i} B_s = \alpha_i c_i \quad (6)$$

où  $s$  dénote le secteur  $s$  de l'entreprise  $i$  et où  $B_s = \mu_s^{-\mu_s} \left( \prod_k \gamma_{sk}^{-\gamma_{sk}} \right)^{-(1-\mu_s)}$  et  $w_i = (w_i^e)^{\eta_i} (w_i^n)^{1-\eta_i} \times (\eta_i)^{-\eta_i} (1-\eta_i)^{-(1-\eta_i)}$ . Sans modéliser explicitement le fonctionnement du marché du travail, nous autorisons les entreprises à avoir des coûts du travail différents.

En substituant l'équation (6) dans (5), et en introduisant une dimension temporelle (dénotée  $t$ )<sup>7</sup>, nous obtenons une première version théorique de notre équation d'estimation sur la valeur des exportations :

$$\begin{aligned} \ln x_{int}(\alpha_{it}) &= \text{cst.} + (1-\sigma)\mu_s \ln w_{it} + (1-\sigma) \underbrace{\left[ \ln B_s + (1-\mu_s) \sum_k \gamma_{ks} \ln r_{kst} \right]}_{=\mathbf{FE}_{st}} \\ &+ \underbrace{(1-\sigma) \ln(\tau_{nt}) + \ln X_{nt} - (1-\sigma) \ln P_{nt}}_{=\mathbf{FE}_{nt}} + \underbrace{(1-\sigma) \ln \alpha_{it} + (1-\sigma) \ln b_{int}}_{=\varepsilon_{int}} \\ &= (1-\sigma)\mu_{st} \ln w_{it} + \mathbf{FE}_{nt} + \mathbf{FE}_{st} + \varepsilon_{int} \end{aligned} \quad (7)$$

Même à supposer que l'on mesure précisément l'indice de coût du travail  $w_i$ , une difficulté liée à l'estimation de l'équation (7) découle de la présence du terme  $\alpha_{it}$  dans le terme d'erreur. Par exemple, il est plausible que les entreprises faisant face à un faible coût du travail (notamment parce qu'elles sont situées dans une zone d'emploi où les salaires d'équilibre sont bas) aient tendance à avoir une plus faible PTF. Dès lors une corrélation entre  $\ln w_{it}$  et  $\ln \alpha_{it}$  est susceptible de biaiser les coefficients issus d'une régression de  $\ln x_{int}$  sur  $\ln w_{it}$ .

Afin de résoudre ce problème, nous formulons l'hypothèse que  $\alpha_{it}$  dépend d'un terme inobservé fixe et de variables observables qui sont autorisées à varier au cours du temps :  $\ln \alpha_{it} = \ln \bar{\alpha}_i + W_{it}^{\alpha'} \delta + u_{it}$  où  $W_{it}^{\alpha}$  regroupe un ensemble de variables observables exogènes.

---

7. Nous supposons que  $\eta_i$  est un paramètre technologique stable au cours du temps.

En prenant la première différence de l'équation (7), nous obtenons :

$$\Delta \ln x_{int}(\alpha_{it}) = (1 - \sigma)\mu_s \Delta \ln w_{it} + \Delta W_{it}^{\alpha'} \delta(1 - \sigma) + \mathbf{FE}_{nt} + \mathbf{FE}_{st} + (1 - \sigma)(\Delta u_{int} + \Delta b_{int}) \quad (8)$$

Nous modélisons le CICE comme une subvention proportionnelle au coût du travail éligible à hauteur d'un taux  $\nu$ . Le coût du travail effectif s'écrit :

$$\ln w_{it}[\nu] = \eta_i \ln(w_{it}^e[\nu](1 - \nu)) + (1 - \eta_i) \ln w_{it}^n[\nu] \quad (9)$$

La notation  $(w_{it}^e[\nu], w_{it}^n[\nu])$  rend explicite le fait que les salaires avant subvention puissent être affectés par le CICE. L'équation (10) met en évidence le fait que l'effet direct négatif d'une hausse du taux  $\nu$  sur le coût effectif du travail peut être en partie atténué par une hausse des salaires d'équilibre pré-subvention. Un avantage de l'approche *ex post* adoptée ici est de capturer l'ensemble des mécanismes (directs et indirects) via lesquels le dispositif CICE est susceptible d'affecter le coût effectif du travail.<sup>8</sup>

On peut décomposer le changement du coût effectif du travail entre une partie liée au CICE et une partie qui aurait eu lieu indépendamment de la politique.

---

8. Ces effets sont potentiellement importants. L'élasticité totale du coût effectif du travail vis-à-vis du taux  $\nu$  de subvention du coût du travail s'écrit :

$$\frac{d \ln w_{it}}{d \ln \nu} = -\eta_i \frac{\nu}{1 - \nu} + \eta_i \frac{\partial \ln w_{it}^e}{\partial \ln \nu} + (1 - \eta_i) \frac{\partial \ln w_{it}^n}{\partial \ln \nu}$$

En l'absence d'effet indirect, une hausse de 50 % de  $\nu$  (comme ce fut le cas entre 2013 et 2014, lorsque le taux est passé de 4 à 6%) a un effet direct de -1,45% sur le coût du travail si 70 % de la masse salariale de l'entreprise est éligible ( $\eta = 0,7$ ). En revanche, cette réduction va être très atténuée même pour des valeurs très modestes de l'élasticité des salaires (éligibles ou pas) au taux  $\nu$ . Par exemple, pour une élasticité de 1% des salaires éligibles, la réduction n'est plus que de -1,1% et de 0,9% si les salaires non-éligibles augmentent également (avec une élasticité de 1%).

$$\begin{aligned}
\Delta \ln w_{it+1} &= \ln w_{it+1}[\nu_{t+1}] - \ln w_{it}[\nu_t] \\
&= \ln w_{it+1}[\nu_{t+1}] - \ln w_{it+1}[\nu_t] + \ln w_{it+1}[\nu_t] - \ln w_{it}[\nu_t] \\
&= \eta_i \ln \left( \frac{1 - \nu_{t+1}}{1 - \nu_t} \right) + \eta_i \ln \left( \frac{w_{it}^e[\nu_{t+1}]}{w_{it}^e[\nu_t]} \right) + (1 - \eta_i) \ln \left( \frac{w_{it}^n[\nu_{t+1}]}{w_{it}^n[\nu_t]} \right) \\
&+ \underbrace{\ln w_{it+1}[\nu_t] - \ln w_{it}[\nu_t]}_{\text{Changement du coût du travail qui aurait eu lieu en l'absence de dispositif.}} \tag{10}
\end{aligned}$$

Nous supposons ici aussi qu'une combinaison d'effets fixes période  $\times$  secteur et de variables observables rend compte de l'évolution du coût du travail qui aurait eu lieu en l'absence de CICE.<sup>9</sup>

En l'absence d'effet du CICE sur les salaires et en ignorant les tendances des salaires non liées au CICE, l'effet direct est simplement :  $\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)] = \eta_i \ln \left( \frac{1 - \nu_{t+1}}{1 - \nu_t} \right)$ . C'est la variable que nous utilisons dans nos estimations. On note  $e_{1-\nu}^{w^e}$  (reps.  $e_{1-\nu}^{w^n}$ ) l'élasticité des salaires éligibles (resp. non éligibles) vis-à-vis de  $1 - \nu$ . Si l'on suppose que ces élasticités sont des paramètres stables, en insérant l'équation (10) dans l'équation (8), et après quelques

---

9. Formellement on suppose que l'on peut modéliser  $\ln w_{it+1}[\nu_t] - \ln w_{it}[\nu_t]$  de la façon suivante :

$$\ln w_{it+1}[\nu_t] - \ln w_{it}[\nu_t] = W_{it}^{w'} \lambda + \mathbf{FE}_{st} + v_{it}.$$

manipulations,<sup>10</sup> on aboutit à l'équation finale :

$$\begin{aligned}\Delta \ln x_{int}(\alpha_{it}) = & (1 - \sigma)\mu_s(1 + e_{1-\nu}^{w^e} - e_{1-\nu}^{w^n})\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)] \\ & + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \mathbf{FE}_{nt} + (1 - \sigma)(\Delta u_{int} + \Delta b_{int}).\end{aligned}\quad (11)$$

En l'absence d'effet sur les salaires, le coefficient associé à notre variable de traitement identifie un effet sectoriel égal au produit de l'intensité en travail du secteur et de l'élasticité prix de la demande :  $(1 - \sigma)\mu_s$ . Si l'on considère une intensité en travail moyenne de  $\mu = 20$  à 25% et un paramètre d'élasticité prix ( $\sigma$ ) qui se situe autour de 5 ou 6,<sup>11</sup> nous attendons un coefficient aux alentours de -1 pour l'effet sur les valeurs exportées de notre variable de différence de coût du travail liée au dispositif CICE.

Les possibles effets sur les salaires compliquent l'interprétation économique du coefficient associé à la variable de traitement dans la mesure où le coefficient est désormais égal à  $(1 - \sigma)\mu_s(1 + e_{1-\nu}^{w^e} - e_{1-\nu}^{w^n})$ . L'hétérogénéité provient désormais de l'intensité en travail du secteur mais également de l'écart entre la réaction des salaires du travail non-éligible et éligible. Cet exercice souligne donc clairement qu'en présence d'effets sur les salaires, il est délicat de donner une interprétation structurelle claire aux coefficients estimés. Néanmoins, ces effets n'invalident pas l'identification de l'effet en forme réduite du dispositif.

---

10. En substituant (10) dans l'équation (8), nous obtenons notre équation d'estimation principale :

$$\begin{aligned}\Delta \ln x_{int}(\alpha_{it}) = & (1 - \sigma)\mu_s\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)] \\ & + (1 - \sigma)\mu_s\eta_i \ln\left(\frac{w_{it+1}^e[\nu_{t+1}]}{w_{it+1}^e[\nu_t]}\right) + (1 - \sigma)\mu_s(1 - \eta_i) \ln\left(\frac{w_{it+1}^n[\nu_{t+1}]}{w_{it+1}^n[\nu_t]}\right) \\ & + W_{it}^{\alpha'}\delta(1 - \sigma) + \mathbf{FE}_{nt} + \mathbf{FE}_{st} + \Delta u_{int}\end{aligned}$$

On note que :  $\ln\left(\frac{w_{it+1}^e[\nu_{t+1}]}{w_{it+1}^e[\nu_t]}\right) = e_{1-\nu}^{w^e} \ln\frac{1-\nu_{t+1}}{1-\nu_t} = e_{1-\nu}^{w^e}\Delta \ln(1 - \nu_t)$ . On obtient alors :

$$\begin{aligned}\Delta \ln x_{int}(\alpha_{it}) = & (1 - \sigma)\mu_s(1 + e_{1-\nu}^{w^e} - e_{1-\nu}^{w^n})\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)] \\ & + \underbrace{(1 - \sigma)\mu_s e_{1-\nu}^{w^n}\Delta \ln(1 - \nu_t) + \mathbf{FE}_{st}}_{=\mathbf{FE}_{st}} \\ & + W_{it}^{\alpha'}\delta(1 - \sigma) + \mathbf{FE}_{nt} + \Delta u_{int}\end{aligned}$$

11. Head et Mayer (2014) fournissent une revue des résultats empiriques concernant cette élasticité et Bas et al. (2015) un travail récent sur exportateurs français qui confirment au niveau individuel l'ordre de grandeur cité.

La contrepartie empirique de la variable d'intensité du traitement ( $\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)]$  dans le cadre théorique) est égale à  $D_{it} = \ln \frac{1 - C_{it}}{W_{it}}$  où  $C_{it}$  est le montant de CICE touché et  $W_{it}$  représente la masse salariale brute totale. Nous utilisons également une variable retardée construite de la façon suivante :  $Z_{it} = \eta_{i,t-1} \ln(1 - \nu_{it})$ , que nous pouvons utiliser soit directement dans l'équation estimée, soit comme instrument de  $D_{it}$ . Nous ne présentons dans le présent document que les résultats non-instrumentés et en forme réduite. Les estimations avec instrumentation de  $D$  par  $Z$  sont qualitativement très proches de celles obtenues en forme réduite.

Une dernière difficulté dans l'estimation des effets du CICE sur les exportations est liée à la sélectivité de l'échantillon. On note que la quantité,  $\ln x_{itn}$ , décrite par l'équation (7) n'est observée que pour les couples entreprises-marchés profitables, c'est-à-dire ceux pour lesquels la condition suivante est satisfaite :

$$\pi_{itn}(\alpha_{it}) = x_{itn}(\alpha_{it})/\sigma - f_n > 0 \quad (12)$$

Cela donne lieu à une sélection de l'échantillon susceptible d'introduire une corrélation positive entre le terme d'erreur et les variables observées. Par exemple, parmi les firmes faisant face à un coût du travail particulièrement élevé, seules celles ayant bénéficié d'une réalisation particulièrement positive du choc de goût pour leur variété  $b_n$  seront présentes sur le marché  $n$ . Ce type de sélection introduit un biais d'atténuation dans les coefficients estimés. Afin de mesurer l'importance potentielle de ce problème, le présent rapport procède à un test de robustesse en procédant à l'estimation des effets sur un sous-échantillon de grandes entreprises éloignées du seuil de profitabilité pour lesquelles la sélection sur la base de la réalisation du terme idiosyncratique  $b$  apparaît peu problématique.<sup>12</sup>

---

12. Cette approche est adoptée par Mulligan et Rubinstein (2008) dans le cadre d'une étude sur la sélection des femmes sur le marché du travail. Une approche développée par Eaton et Kortum (2001) et appliquée par Crozet et al. (2012) dans le cadre de données d'entreprises serait également envisageable. Néanmoins, dans l'état actuel, elle ne permet pas la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée fixe dans le temps (via l'introduction d'effets fixes entreprise ou l'utilisation de données en première différence), un élément central de notre étude.



## B.4.2 Spécification empirique

Nous reproduisons l'équation 11 et montrons comment nous l'opérationnalisons empiriquement :

$$\begin{aligned}\Delta \ln x_{int}(\alpha_{it}) = & (1 - \sigma)\mu_s(1 + e_{1-\nu}^{w^e} - e_{1-\nu}^{w^n})\Delta[\eta_i \ln(1 - \nu_t)] \\ & + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \mathbf{FE}_{nt} + (1 - \sigma)(\Delta u_{int} + \Delta b_{int}).\end{aligned}$$

Nous agrégeons au niveau de la firme - au travers des différentes destinations.<sup>13</sup> On obtient donc l'équation suivante :

$$\Delta \ln x_{it} = \beta \widehat{\Delta D}_{it} + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \varepsilon_{it} \quad (2\text{ème étape})$$

$$\Delta \ln x_{it} = \beta \Delta Z_{it} + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Forme Réduite})$$

### Définition des termes :

Première différence :

$$\Delta X_{it} := X_{it+1} - X_{it}$$

Effet fixes :  $\mathbf{FE}_{st}$  : ensemble d'effet fixes secteur  $\times$  année. Définition du secteur sur la base de NAF 2008, 2 premiers termes).

Variable endogène :

$$D_{it} := \ln \left( 1 - \frac{CICE_{it}^{MVC}}{MS_{it}} \right)$$

$MS$  est la masse salariale,  $CICE^{MVC}$  est le CICE initialisé tel que donné dans le fichier MVC.

Instrument : CICE prédit par la structure salariale retardée.

$$Z_{it} = \frac{MS_{it-1}^{elig}}{MS_{it-1}} \ln (1 - \text{taux}_t^{CICE})$$

---

13. Les équations avec effets fixes destination donnent des résultats quasiment identiques.

$MS^{elig}$  est la masse salariale éligible en  $t - 1$ ,  $taux^{CICE}$  est le taux applicable pendant la période  $t$ . Les contrôles contenus dans le vecteur  $W_{it}$  sont inclus dans les tableaux.

**Certaines spécifications incluent des EF firmes** (colonne 4 et 6 des tableaux). Ils absorbent beaucoup de la variation dans les données mais nous conservons néanmoins des F-statistique de première étape très élevées. Ces spécifications sont estimées principalement dans le but de tester la validité des hypothèses sous-tendant la validité des spécifications sans les effets fixes entreprise. Si les effets fixes entreprise sont indépendants de la première différence du traitement/instrument, les inclure ne devrait pas substantiellement changer les coefficients.

On regarde différentes variables en première différence : 1.  $\ln(\text{exports})$ , 2.  $\ln(\text{valeur unit})$ , 3. dummy pour exportations (marge extensive)

### B.4.3 Autres spécifications

D'autres spécifications ont été estimées sans différences de résultats majeures.

i. une spécification avec le traitement/instrument en niveau.

$$\Delta \ln x_{it} = \beta Z_{it} + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \varepsilon_{it}$$

ii. une spécification avec la variable dépendante et le traitement/instrument en niveau (quasiment équivalente à la formulation en première différence sans effet fixe à l'exception du fait que les contrôles interviennent en niveau et non pas en première différence).

$$\ln x_{it} = \beta Z_{it} + W_{it}'\gamma + \mathbf{FE}_{st} + \varepsilon_{it}$$

## C Test de robustesse : les contrôles

Lors de la publication du rapport initial étaient apparues de légères différences entre les résultats de notre évaluation et les résultats d'une autre évaluation des impacts du CICE (Gilles et al. 2016). Ces divergences sont toutefois à pondérer. Tout d'abord, aucun des deux rapports ne trouvait d'impact du CICE sur les investissements, et tous deux pointaient le

très faible effet sur l'emploi. Néanmoins si l'équipe TEPP trouvait un effet nul sur l'emploi pour la très grande majorité des entreprises, elle trouvait un impact significatif pour la petite proportion des entreprises les plus intensément touchées par le CICE : celles dont presque l'intégralité de la masse salariale consistait en salaires inférieurs au seuil d'éligibilité de deux fois et demie le salaire minimum. Pour autant, cet effet positif est faible et concerne des entreprises employant seulement 12 % des salariés. Par ailleurs, si on ajoute cet effet faible aux impacts non significatifs (mais négatifs) identifiés pour les autres catégories d'entreprises, il est très probable que l'effet global de la mesure, tel qu'évalué par Gilles et al. (2016) soit non significatif, tout comme nous le trouvions nous-mêmes.

Les divergences entre les deux évaluations, si elles restent limitées, ne sont pas à négliger pour autant. La mise en regard des deux études fait apparaître deux stratégies différentes, bien qu'issues de la même famille d'évaluation *ex-post* en expérience quasi-naturelle. La stratégie de l'équipe TEPP compare séparément les trois quartiles supérieurs d'intensité de traitement au premier quartile de l'intensité de traitement. Ils ne trouvent des résultats positifs que pour la comparaison des quartiles extrêmes. L'avantage de cette stratégie est qu'elle réalise l'estimation sur de fortes différences d'intensité de traitement. L'inconvénient est qu'elle compare des entreprises qui diffèrent fortement en termes de taille, de secteur, d'intensité capitalistique, de productivité et de qualification de la main d'œuvre. Pour compenser cette différence intrinsèque entre les groupes de contrôle et de traitement, un grand nombre de contrôles sont inclus. Or, les contrôles inclus dans les régressions, aussi nombreux soient-ils, sont estimés via les différences entre toutes les observations et contrôlent surtout les variations internes aux différents quantiles de revenus. Notre stratégie consistait à réaliser l'estimation sur des différences continues de traitement, ce qui avait l'inconvénient de comparer des entreprises assez peu différemment traitées, mais permettait d'avoir des groupes de traitement et de contrôle plus similaires. Ceci nous avait conduits à inclure peu de contrôles dans nos estimations.

Dans le présent complément d'évaluation, nous n'adoptons pas une stratégie d'estimation par quantile, car les données de statistiques descriptives indiquent de trop fortes différences intrinsèques entre les entreprises des quantiles extrêmes (voire tableaux 3 à 5

dans la section d'analyse descriptive). En revanche, pour s'assurer que nos résultats ne sont pas tirés par des biais de variables omises, nous incluons des spécifications supplémentaires dans nos estimations, en remplaçant notre jeu de contrôles par celui utilisé par Gilles et al. (2016).

Ce jeu de contrôle comprend les effets fixes "secteur  $\times$  année" et "taille  $\times$  année", plus un grand nombre de variables à la fois en niveau et en différence première (toujours retardées d'un an) : le taux de marge (EBE/VA), la rentabilité économique (EBE/immobilisations), la productivité (VA/effectifs), l'intensité capitalistique (immobilisations corporelles/effectifs), la part des exportations dans le chiffre d'affaires, le taux d'investissement (investissements corporels/VA), le taux d'endettement (emprunts et dettes sur la somme du capital social, primes d'émissions, du résultat d'exercice, des subventions d'investissement au passif et des autres capitaux propres), le taux de prélèvement financier (intérêts d'emprunts/EBE), ainsi que diverses proportions des effectifs : les parts de femmes, d'ouvriers, de professions intermédiaires, de cadres et professions intellectuelles supérieures, d'autres catégories socioprofessionnelles, de contrats à durée déterminée et de temps-pleins.

Nous introduisons ces contrôles dans trois spécifications différentes : deux en double

Tableau 15 – Impact du CICE sur l'emploi : spécifications alternatives avec les contrôles TEPP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Spécifications en niveau		Spécifications en différence première			
	Avec effets fixes		Sans effets fixes		Avec effets fixes	
	Contrôle d'intensité		Contrôle d'intensité		Contrôle d'intensité	
	sans	avec	sans	avec	sans	avec
Traitement 2013	-0.326*** (0.0472)	-0.273*** (0.0482)	0.735*** (0.0505)	-0.225*** (0.0665)	-0.183*** (0.0617)	-0.368*** (0.0633)
Traitement 2014	-0.399*** (0.0430)	-0.364*** (0.0434)	1.483*** (0.0978)	-0.438*** (0.135)	-0.788*** (0.125)	-1.161*** (0.129)
$R^2$	0.983	0.983	0.166	0.166	0.496	0.496

Notes : Régressions du logarithme (ou du taux de croissance) des effectifs moyens sur l'année (issues des bases de données DADS), sur l'intensité de l'intention de traiter (CICE en proportion de la masse salariale brute, estimé sur la structure salariale de l'année précédente), en utilisant l'ensemble des contrôles utilisés par le rapport de Gilles et al. 2016, plus pour certaines régressions un contrôles de structure salariale ("*contrôle d'intensité*") ou des effets fixes entreprise.

Sources : DADS-FARE-MVC 2010-2014.

différence (en niveau avec effets fixes ou en croissance sans effets fixes) et en triple différences. De plus, pour chaque spécification, nous testons l'influence de l'ajout d'une variable de contrôle de la structure salariale de l'entreprise (alignée sur l'assiette du CICE à partir de 2013); il s'agit de la part de la masse salariale inférieure à deux fois et demie le salaire minimum, soit l'indicateur  $I_{i,t}$  défini dans l'annexe B. Nous opérons ces tests de robustesse supplémentaires en ce qui concerne les régressions sur l'emploi, car il s'agit des régressions pour lesquelles nous trouvons des résultats différents de ceux de Gilles et al. (2016). Les résultats sont présentés dans le tableau 15.

Nous retrouvons globalement nos résultats - des coefficients significativement négatifs - pour toutes les spécifications sauf une. La seule spécification donnant des résultats positifs est l'analyse en double différence par la régression de la croissance de l'emploi sans effets fixes entreprise. Toutefois, il est important de noter que l'ajout du contrôle de la structure salariale dans cette spécification conduit à retrouver des résultats très proches de ceux des autres spécifications, et très proches également de nos résultats présentés plus haut dans ce rapport.

## D Résultats complémentaires sur les exportations

Tableau 16 – Impact du CICE sur les volumes exportés

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln X_t$					
Traitement exogène	-0.0253 (0.376)	-0.226 (0.391)	-0.225 (0.391)	-0.871 (0.913)	0.418 (0.669)	0.505 (1.049)
$\ln VA$ par employé <sub>t</sub>					0.0380*** (0.00653)	-0.172*** (0.0240)
$\ln K_t$					-0.0148*** (0.00320)	0.0193 (0.0331)
$\ln \bar{w}_t$					-0.0575*** (0.0201)	-0.210** (0.0979)
$\ln heures_t$					0.0214*** (0.00431)	-0.240*** (0.0464)
Observations	77902	77902	77892	77852	76584	75870
$R^2$	0.000	0.003	0.006	0.352	0.007	0.353
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓

Notes: Écart-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* :  $p < 0.10$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$ . L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement exogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduit par le CICE tel que calculé sur les coûts de production l'année précédente). Les contrôles sont en logarithme.

Tableau 17 – Régression par taille et secteur : forme réduite

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln X_t$					
Grandes entreprises	-2.832*** (0.934)	-1.207 (1.059)	-1.307 (1.061)	-2.308 (2.432)	0.591 (1.777)	-0.0776 (2.625)
Secteur manufacturier	0.0646 (0.624)	-0.365 (0.658)	-0.434 (0.661)	-0.890 (1.615)	1.028 (1.076)	-0.479 (1.833)
GE Manufacturier	-1.399 (1.067)	-0.848 (1.238)	-1.235 (1.243)	-0.808 (2.768)	1.736 (2.111)	0.593 (3.662)
Effets (EF) fixes année	✓	✓				
EF secteurs		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓
Contrôles					✓	✓

Notes: Écart-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* :  $p < 0.10$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$ . L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement exogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduit par le CICE tel que calculé sur les coûts de production l'année précédente). Les contrôles sont en logarithme.

Tableau 18 – Impact du CICE sur les volumes exportés sur la période 2012-2015 : forme réduite pour le secteur manufacturier

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln X_t$					
<b>Panel 1. Effet moyen</b>						
Effet moyen	-0.278 (0.567)	-0.528 (0.586)	-0.722 (0.594)	-1.545* (0.825)	-0.419 (0.755)	-0.913 (0.913)
<b>Panel 2. Effet spécifique par période</b>						
Effet 2013	-0.320 (0.785)	-0.598 (0.805)	-1.056 (0.837)	-1.132 (1.158)	-0.419 (1.020)	-1.032 (1.150)
Effet 2014	0.750 (1.169)	0.504 (1.187)	0.618 (1.216)	0.133 (1.758)	0.705 (1.316)	0.211 (1.680)
Effet 2015	-1.508 (1.365)	-1.648 (1.362)	-1.676 (1.364)	-3.535** (1.616)	-1.312 (1.322)	-1.726 (1.931)
Observations	45810	45810	45810	45499	45301	44910
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓
Contrôles					✓	✓

Notes: Écart-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* :  $p < 0.10$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$ . L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2015 (trois périodes en première différence). Le traitement exogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduit par le CICE tel que calculé sur les coûts de production l'année précédente). Les contrôles sont en logarithme.

Tableau 19 – Impact du CICE perçu sur les valeurs unitaires : forme réduite

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Croissance valeur unitaire					
Traitement exogène	0.0280 (0.298)	0.0480 (0.312)	0.0562 (0.314)	0.721 (0.783)	0.522 (0.602)	-0.0242 (0.939)
ln VA par employé <sub>t</sub>					-0.00307 (0.00502)	-0.00932 (0.0217)
ln $K_t$					-0.00129 (0.00238)	0.0436 (0.0495)
ln $\bar{w}_t$					-0.0126 (0.0184)	0.109 (0.0691)
ln heures <sub>t</sub>					0.00187 (0.00325)	-0.00668 (0.0326)
Observations	41501	41498	41493	41450	40763	40338
$R^2$	0.000	0.001	0.005	0.309	0.005	0.311
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓

Notes: Écarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* : p<0.10, \*\* : p<0.05, \*\*\* : p<0.01. L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement endogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduits par le CICE effectivement perçu). Les contrôles sont en logarithme.

Tableau 20 – Impact du CICE perçu sur les valeurs unitaires : forme réduite, secteur manufacturier

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Croissance valeur unitaire					
Traitement exogène	-0.107 (0.477)	0.0959 (0.495)	0.119 (0.499)	0.713 (1.237)	1.073 (0.891)	0.196 (1.549)
ln VA par employé <sub>t</sub>					0.00208 (0.00747)	-0.0105 (0.0235)
ln $K_t$					0.00191 (0.00370)	0.0712* (0.0395)
ln $\bar{w}_t$					-0.0305 (0.0283)	0.115 (0.127)
ln heures <sub>t</sub>					-0.00352 (0.00476)	-0.0441 (0.0418)
Observations	19219	19219	19219	18982	18993	18622
$R^2$	0.000	0.001	0.002	0.324	0.003	0.327
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓

Notes: Écarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* : p<0.10, \*\* : p<0.05, \*\*\* : p<0.01. L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement endogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduits par le CICE effectivement perçu). Les contrôles sont en logarithme.



Tableau 21 – Impact du CICE sur la probabilité d’exporter

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \mathbf{I}(X > 0)$					
Traitement exogène	0.0215 (0.0198)	0.00980 (0.0213)	0.0110 (0.0213)	-0.00901 (0.0419)	0.000494 (0.0305)	0.0315 (0.0521)
$\ln VA$ par employé <sub>t</sub>					0.000725** (0.000324)	-0.00329** (0.00143)
$\ln K_t$					0.0000240 (0.000133)	0.00171 (0.00143)
$\ln \bar{w}_t$					-0.000754 (0.000949)	-0.00708 (0.00445)
$\ln heures_t$					0.000601*** (0.000189)	-0.00487*** (0.00179)
Observations	995038	995037	995037	993188	978359	969308
$R^2$	0.000	0.000	0.000	0.286	0.000	0.285
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓

Notes: Écarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* :  $p < 0.10$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$ . L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement exogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduit par le CICE tel que calculé sur les coûts de production l'année précédente). Les contrôles sont en logarithme.

Tableau 22 – Impact du CICE sur la probabilité d’exporter, forme réduite

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \mathbf{I}(X > 0)$					
Traitement exogène	-0.0225 (0.0962)	-0.0339 (0.107)	-0.0407 (0.108)	-0.196 (0.239)	-0.0890 (0.163)	-0.251 (0.291)
$\ln VA$ par employé <sub>t</sub>					0.00216 (0.00159)	-0.00153 (0.00631)
$\ln K_t$					-0.00191*** (0.000689)	-0.00448 (0.00677)
$\ln \bar{w}_t$					0.000956 (0.00473)	0.00214 (0.0282)
$\ln heures_t$					0.00238*** (0.000909)	-0.00341 (0.00944)
Observations	104707	104707	104707	103014	103467	101174
$R^2$	0.000	0.000	0.000	0.301	0.000	0.301
Effets fixes (EF) année	✓	✓				
EF secteur		✓				
EF année × secteur			✓	✓	✓	✓
EF entreprise				✓		✓

Notes: Écarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau de la firme).  $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$ . \* :  $p < 0.10$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\* :  $p < 0.01$ . L'échantillon cylindré comprend les années 2012 à 2014 (deux périodes en première différence). Le traitement exogène consiste en la différence première du logarithme du coût de production (réduit par le CICE tel que calculé sur les coûts de production l'année précédente). Les contrôles sont en logarithme.

## E Résultats complémentaires sur les investissements

Tableau 23 – Impact du CICE sur l’investissement

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-9.739*** (1.243)	-1.642* (0.805)	2.126** (0.752)	3.120*** (0.861)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-7.515*** (0.829)	-1.505* (0.674)	-0.0267 (0.665)	-0.0278 (0.665)
Traitement exogène 2014	-5.589*** (0.566)	-0.484 (0.469)	0.592 (0.471)	0.590 (0.471)
Observations	1503682	1476653	1450877	1450877
$R^2$	0.366	0.723	0.733	0.733
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.298 (1.203)	0.242 (1.381)	0.717 (1.297)	-1.440 (1.516)
Traitement exogène 2014	6.845*** (1.298)	1.922 (2.272)	3.884 (2.124)	0.830 (2.458)
Observations	990848	917412	907295	907295
$R^2$	0.002	0.155	0.232	0.232
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 24 – Impact du CICE sur l’investissement (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-12.32 (9.306)	6.500 (6.804)	6.782 (6.704)	9.049 (7.180)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-27.85* (11.04)	1.410 (4.523)	3.036 (4.724)	3.036 (4.724)
Traitement exogène 2014	-23.44*** (5.646)	-2.429 (2.858)	-2.050 (2.992)	-2.050 (2.992)
Observations	1503682	1476653	1450877	1450877
$R^2$	0.752	0.941	0.943	0.943
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.906 (11.20)	-2.781 (11.81)	5.550 (9.623)	8.393 (9.600)
Traitement exogène 2014	-10.32 (10.63)	-52.98* (25.25)	-33.93* (15.81)	-28.86 (19.08)
Observations	990848	917412	907295	907295
$R^2$	0.035	0.208	0.271	0.271
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

## F Résultats complémentaires sur la profitabilité

Tableau 25 – Impact du CICE sur les marges nettes

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.202*** (0.0386)	-0.105*** (0.0295)	-0.105*** (0.0295)	-0.100*** (0.0296)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.105** (0.0329)	0.0196 (0.0284)	0.0196 (0.0284)	0.0197 (0.0284)
Traitement exogène 2014	-0.0630** (0.0241)	0.0441* (0.0213)	0.0441* (0.0213)	0.0441* (0.0213)
Observations	1876269	1873923	1873923	1873923
$R^2$	0.254	0.759	0.759	0.759
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.233 (0.699)	-0.0657 (0.703)	-0.302 (0.402)	-0.0328 (0.516)
Traitement exogène 2014	1.116 (0.859)	1.345 (1.103)	-0.0633 (0.721)	0.309 (0.812)
Observations	1434556	1433814	1345299	1345299
$R^2$	0.001	0.173	0.254	0.254
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 26 – Impact du CICE sur les marges nettes (Pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.0969 (0.136)	0.0380 (0.141)	0.0380 (0.141)	0.0503 (0.141)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.387* (0.169)	0.267* (0.125)	0.267* (0.125)	0.267* (0.125)
Traitement exogène 2014	0.457*** (0.125)	0.372*** (0.0996)	0.372*** (0.0996)	0.372*** (0.0996)
Observations	1876269	1873923	1873923	1873923
$R^2$	0.158	0.712	0.712	0.712
Triple différence				
Traitement exogène 2013	2.701 (2.267)	5.388 (4.697)	5.265 (4.564)	4.010 (3.811)
Traitement exogène 2014	-0.728 (6.745)	12.91 (20.65)	13.84 (18.53)	11.80 (17.30)
Observations	1434556	1433814	1345299	1345299
$R^2$	0.013	0.157	0.225	0.225
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 27 – Impact du CICE sur les marges brutes

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.269*** (0.0388)	-0.121*** (0.0299)	-0.121*** (0.0299)	-0.0187 (0.0376)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.190*** (0.0338)	-0.0287 (0.0293)	-0.0287 (0.0293)	-0.0285 (0.0293)
Traitement exogène 2014	-0.170*** (0.0252)	-0.0283 (0.0222)	-0.0283 (0.0222)	-0.0283 (0.0222)
Observations	1878106	1876084	1876084	1876084
$R^2$	0.197	0.781	0.781	0.781
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.263 (0.433)	-0.0921 (0.429)	0.552** (0.204)	0.0287 (0.228)
Traitement exogène 2014	-0.665 (0.736)	-0.673 (0.897)	0.111 (0.522)	-0.607 (0.554)
Observations	1434633	1433915	1345333	1345333
$R^2$	0.002	0.206	0.302	0.302
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 28 – Impact du CICE sur les marges brutes (Pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0869 (0.126)	-0.0492 (0.0856)	-0.0492 (0.0856)	0.0556 (0.116)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0974 (0.142)	0.0979 (0.103)	0.0979 (0.103)	0.0979 (0.103)
Traitement exogène 2014	0.173 (0.0893)	0.168* (0.0723)	0.168* (0.0723)	0.168* (0.0723)
Observations	1878106	1876084	1876084	1876084
$R^2$	0.222	0.830	0.830	0.830
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.510 (1.597)	0.787 (1.587)	0.173 (1.395)	-0.696 (1.301)
Traitement exogène 2014	-17.50 (11.97)	-20.23 (11.40)	-5.864 (4.596)	-7.279 (4.549)
Observations	1434633	1433915	1345333	1345333
$R^2$	0.007	0.174	0.342	0.342
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 29 – Impact du CICE sur les marges d’exploitation

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.323*** (0.0383)	-0.193*** (0.0301)	-0.193*** (0.0301)	-0.183*** (0.0307)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.147*** (0.0337)	-0.0395 (0.0290)	-0.0395 (0.0290)	-0.0394 (0.0290)
Traitement exogène 2014	-0.121*** (0.0251)	-0.0184 (0.0222)	-0.0184 (0.0222)	-0.0184 (0.0222)
Observations	1878101	1876084	1876084	1876084
$R^2$	0.220	0.794	0.794	0.794
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.374*** (0.103)	0.397*** (0.100)	0.391*** (0.0757)	0.0532 (0.0929)
Traitement exogène 2014	0.121 (0.140)	0.281 (0.193)	0.299 (0.158)	-0.129 (0.180)
Observations	1436021	1435461	1345866	1345866
$R^2$	0.004	0.173	0.313	0.370
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 30 – Impact du CICE sur les marges d’exploitation (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.112 (0.100)	-0.118 (0.0884)	-0.118 (0.0884)	-0.101 (0.0872)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0323 (0.161)	0.0537 (0.0980)	0.0537 (0.0980)	0.0538 (0.0980)
Traitement exogène 2014	0.182 (0.0932)	0.193** (0.0732)	0.193** (0.0732)	0.193** (0.0732)
Observations	1878101	1876084	1876084	1876084
$R^2$	0.154	0.811	0.811	0.811
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.607 (0.495)	0.647 (0.459)	0.602 (0.479)	0.441 (0.654)
Traitement exogène 2014	2.367 (2.171)	2.692 (2.108)	3.028 (2.141)	2.770 (2.447)
Observations	1436021	1435461	1345866	1345866
$R^2$	0.014	0.202	0.273	0.316
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

## G Résultats complémentaires sur l'emploi

### G.1 Ensemble des salariés

Tableau 31 – Impact du CICE sur l'emploi (effectifs DADS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.689*** (0.0907)	-0.0758 (0.0505)	-0.0578 (0.0523)	-0.0585 (0.0537)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0713 (0.0858)	-0.517*** (0.0536)	-0.524*** (0.0542)	-0.499*** (0.0547)
Traitement exogène 2014	-0.132* (0.0633)	-0.430*** (0.0450)	-0.517*** (0.0454)	-0.490*** (0.0470)
Observations	1918585	1918584	1789248	1788824
$R^2$	0.685	0.971	0.973	0.973
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.236** (0.0721)	-0.303*** (0.0727)	-0.348*** (0.0750)	-0.322*** (0.0779)
Traitement exogène 2014	0.164 (0.145)	-0.0841 (0.148)	-0.680*** (0.154)	-0.595*** (0.161)
Observations	1438938	1438938	1348159	1347902
$R^2$	0.006	0.300	0.305	0.305
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Tableau 32 – Impact du CICE sur l'emploi (effectifs DADS, pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-5.144*** (1.378)	-1.314** (0.422)	-0.784 (0.438)	-0.740 (0.435)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-4.408*** (0.915)	-0.121 (0.280)	-0.177 (0.277)	-0.185 (0.277)
Traitement exogène 2014	-2.969*** (0.786)	-0.208 (0.412)	-0.135 (0.351)	-0.178 (0.347)
Observations	1918585	1918584	1789248	1788824
$R^2$	0.905	0.997	0.998	0.998
Triple différence				
Traitement exogène 2013	2.296** (0.751)	1.099* (0.557)	0.938 (0.559)	0.963 (0.549)
Traitement exogène 2014	2.776 (1.769)	0.132 (1.552)	0.0342 (1.400)	0.0584 (1.363)
Observations	1438938	1438938	1348159	1347902
$R^2$	0.059	0.396	0.398	0.398
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 33 – Impact du CICE sur l’emploi selon FARE

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.153* (0.0762)	-0.0565 (0.0397)	-0.0138 (0.0403)	0.0391 (0.0438)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.273*** (0.0729)	-0.180*** (0.0434)	-0.206*** (0.0435)	-0.180*** (0.0444)
Traitement exogène 2014	0.115* (0.0536)	-0.168*** (0.0377)	-0.187*** (0.0376)	-0.144*** (0.0400)
Observations	1918368	1918360	1789102	1788684
$R^2$	0.758	0.978	0.979	0.979
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.425*** (0.0604)	-1.076*** (0.0598)	-1.135*** (0.0575)	-1.075*** (0.0612)
Traitement exogène 2014	0.359** (0.119)	-1.172*** (0.116)	-2.893*** (0.119)	-2.657*** (0.135)
Observations	1438658	1438578	1347980	1347723
$R^2$	0.012	0.332	0.411	0.411
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 34 – Impact du CICE sur l’emploi selon FARE (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-2.072 (1.267)	-2.138*** (0.615)	-1.603** (0.575)	-1.415* (0.576)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-2.937*** (0.758)	-0.390 (0.276)	-0.404 (0.288)	-0.354 (0.289)
Traitement exogène 2014	-1.844** (0.603)	-0.0924 (0.242)	-0.0813 (0.237)	-0.0824 (0.230)
Observations	1918368	1918360	1789102	1788684
$R^2$	0.882	0.995	0.996	0.996
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.824* (0.834)	-0.0159 (0.628)	-0.0299 (0.557)	0.0203 (0.563)
Traitement exogène 2014	4.982*** (1.499)	0.540 (0.942)	-1.228 (0.855)	-1.242 (0.852)
Observations	1438658	1438578	1347980	1347723
$R^2$	0.032	0.366	0.479	0.479
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 35 – Impact du CICE sur le nombre d’heures travaillées

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.103 (0.0732)	-0.0370 (0.0372)	-0.0133 (0.0386)	0.0705 (0.0467)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.195** (0.0699)	-0.242*** (0.0397)	-0.259*** (0.0398)	-0.222*** (0.0416)
Traitement exogène 2014	0.0913 (0.0519)	-0.176*** (0.0360)	-0.196*** (0.0360)	-0.141*** (0.0386)
Observations	1918584	1918583	1789247	1788823
$R^2$	0.773	0.981	0.982	0.982
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.506*** (0.0552)	-1.194*** (0.0534)	-1.264*** (0.0525)	-1.215*** (0.0684)
Traitement exogène 2014	0.466*** (0.113)	-1.128*** (0.108)	-3.238*** (0.113)	-2.811*** (0.156)
Observations	1438936	1438935	1348157	1347900
$R^2$	0.014	0.363	0.407	0.408
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 36 – Impact du CICE sur le nombre d’heures travaillées (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-2.982** (1.156)	-2.416*** (0.587)	-1.856*** (0.554)	-1.601** (0.558)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-4.183*** (0.765)	-1.147*** (0.322)	-1.181*** (0.333)	-1.147*** (0.331)
Traitement exogène 2014	-2.724***	-0.793**	-0.793**	-0.796**
Observations	1918584	1918583	1789247	1788823
$R^2$	0.908	0.997	0.997	0.997
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.249 (0.782)	-0.817 (0.547)	-0.878 (0.527)	-0.914 (0.554)
Traitement exogène 2014	4.761*** (1.430)	0.162 (0.809)	-2.783*** (0.824)	-2.679** (0.840)
Observations	1438936	1438935	1348157	1347900
$R^2$	0.033	0.374	0.425	0.425
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.



## G.2 Par catégorie socioprofessionnelle

Tableau 37 – Emploi des cadres et professions intellectuelles supérieures

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.923*** (0.142)	0.668*** (0.104)	0.673*** (0.110)	0.709*** (0.111)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.764*** (0.132)	0.777*** (0.0981)	0.840*** (0.101)	0.869*** (0.102)
Traitement exogène 2014	-0.102 (0.0962)	1.008*** (0.0773)	0.871*** (0.0801)	0.932*** (0.0871)
Observations	789800	756315	707047	706869
$R^2$	0.630	0.948	0.951	0.951
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.605*** (0.158)	1.446*** (0.169)	1.616*** (0.175)	1.632*** (0.177)
Traitement exogène 2014	-0.219 (0.288)	0.929** (0.314)	1.910*** (0.331)	1.707*** (0.348)
Observations	533708	505723	475912	475824
$R^2$	0.005	0.218	0.224	0.224
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 38 – Emploi des cadres et professions intellectuelles supérieures (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-4.013* (1.824)	0.112 (0.841)	0.338 (0.814)	0.468 (0.789)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-6.125*** (1.487)	0.360 (0.521)	0.548 (0.495)	0.519 (0.490)
Traitement exogène 2014	-3.396** (1.067)	0.912* (0.429)	0.762 (0.424)	0.793 (0.417)
Observations	789800	756315	707047	706869
$R^2$	0.815	0.990	0.991	0.991
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.326 (1.012)	0.826 (0.962)	1.506 (0.956)	1.423 (0.941)
Traitement exogène 2014	0.256 (1.905)	1.144 (1.777)	1.217 (1.717)	0.855 (1.686)
Observations	533708	505723	475912	475824
$R^2$	0.021	0.219	0.229	0.229
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 39 – Emploi des professions intermédiaires

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.488** (0.165)	0.199 (0.124)	0.259* (0.132)	0.247 (0.132)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.322* (0.153)	0.204 (0.115)	0.159 (0.119)	0.144 (0.120)
Traitement exogène 2014	0.193 (0.110)	-0.0165 (0.0896)	-0.0108 (0.0933)	-0.0118 (0.0953)
Observations	902289	858572	804799	804631
$R^2$	0.541	0.931	0.932	0.932
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.0302 (0.190)	-0.0920 (0.203)	-0.192 (0.211)	-0.161 (0.213)
Traitement exogène 2014	-0.909** (0.344)	-1.137** (0.373)	-0.730 (0.392)	-0.577 (0.400)
Observations	600607	568091	534994	534902
$R^2$	0.003	0.216	0.218	0.218
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 40 – Emploi des professions intermédiaires (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-2.051 (1.979)	0.138 (1.327)	0.628 (1.269)	0.629 (1.243)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-1.438 (1.451)	1.710 (0.876)	1.301 (0.873)	1.103 (0.866)
Traitement exogène 2014	0.0426 (1.124)	2.228** (0.740)	1.910** (0.728)	1.834* (0.730)
Observations	902289	858572	804799	804631
$R^2$	0.821	0.988	0.989	0.989
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.651 (1.628)	-0.675 (1.480)	-0.904 (1.510)	-0.947 (1.495)
Traitement exogène 2014	2.806 (3.318)	-0.115 (3.108)	0.293 (3.134)	0.885 (3.107)
Observations	600607	568091	534994	534902
$R^2$	0.025	0.233	0.237	0.238
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 41 – Emploi des employés

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0552 (0.126)	-0.451*** (0.0947)	-0.427*** (0.101)	-0.386*** (0.103)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0897 (0.116)	-0.675*** (0.0881)	-0.703*** (0.0917)	-0.685*** (0.0935)
Traitement exogène 2014	-0.135 (0.0841)	-0.683*** (0.0680)	-0.587*** (0.0711)	-0.526*** (0.0743)
Observations	1575088	1555338	1443379	1443032
$R^2$	0.601	0.944	0.946	0.946
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.193 (0.144)	-0.455** (0.153)	-0.452** (0.159)	-0.449** (0.161)
Traitement exogène 2014	0.145 (0.260)	-0.276 (0.275)	-0.613* (0.291)	-0.437 (0.301)
Observations	1137222	1114875	1038707	1038494
$R^2$	0.003	0.203	0.206	0.206
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 42 – Emploi des employés (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-1.467 (1.778)	-2.610* (1.198)	-2.332* (1.188)	-2.169 (1.162)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-4.835*** (1.176)	-1.627* (0.728)	-1.710* (0.759)	-1.644* (0.749)
Traitement exogène 2014	-3.009** (0.998)	-1.558* (0.680)	-1.427* (0.662)	-1.452* (0.654)
Observations	1575088	1555338	1443379	1443032
$R^2$	0.859	0.992	0.992	0.992
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.585 (1.518)	-0.239 (1.266)	-0.399 (1.283)	-0.249 (1.265)
Traitement exogène 2014	4.680 (2.904)	0.725 (2.374)	-1.088 (2.318)	-0.904 (2.279)
Observations	1137222	1114875	1038707	1038494
$R^2$	0.026	0.249	0.257	0.257
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 43 – Emploi des ouvriers

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.458** (0.159)	0.0206 (0.113)	0.0545 (0.117)	0.0772 (0.119)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.435** (0.147)	-0.430*** (0.107)	-0.520*** (0.109)	-0.488*** (0.110)
Traitement exogène 2014	0.132 (0.106)	-0.645*** (0.0808)	-0.523*** (0.0826)	-0.515*** (0.0839)
Observations	1303700	1275183	1219684	1219398
$R^2$	0.652	0.949	0.949	0.949
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.637*** (0.174)	-1.102*** (0.186)	-1.146*** (0.190)	-1.093*** (0.193)
Traitement exogène 2014	-1.300*** (0.311)	-2.199*** (0.330)	-2.635*** (0.340)	-2.484*** (0.350)
Observations	924834	900648	865529	865389
$R^2$	0.004	0.208	0.212	0.212
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 44 – Emploi des ouvriers (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.881 (2.415)	-1.179 (1.495)	-0.807 (1.442)	-0.639 (1.418)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-3.025 (1.873)	-0.882 (1.048)	-1.299 (1.061)	-1.269 (1.060)
Traitement exogène 2014	-3.264* (1.316)	-2.355* (1.025)	-2.657** (1.013)	-2.637** (0.994)
Observations	1303700	1275183	1219684	1219398
$R^2$	0.851	0.992	0.992	0.992
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-1.084 (1.910)	-2.599 (1.864)	-2.629 (1.926)	-2.694 (1.921)
Traitement exogène 2014	-2.766 (3.673)	-8.186* (3.292)	-9.042** (3.305)	-8.873** (3.330)
Observations	924834	900648	865529	865389
$R^2$	0.045	0.261	0.272	0.272
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

### G.3 Par sexe

Tableau 45 – Impact du CICE sur l’emploi des hommes

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.641*** (0.104)	0.0221 (0.0601)	-0.00194 (0.0622)	0.00206 (0.0635)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.00640 (0.0994)	-0.406*** (0.0640)	-0.443*** (0.0646)	-0.434*** (0.0652)
Traitement exogène 2014	0.0717 (0.0738)	-0.195*** (0.0536)	-0.336*** (0.0541)	-0.316*** (0.0556)
Observations	1759050	1753754	1671000	1670619
$R^2$	0.663	0.966	0.966	0.966
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.258** (0.0857)	-0.439*** (0.0872)	-0.456*** (0.0892)	-0.442*** (0.0914)
Traitement exogène 2014	0.395* (0.174)	-0.317 (0.179)	-0.841*** (0.185)	-0.781*** (0.191)
Observations	1306841	1297615	1244137	1243920
$R^2$	0.005	0.296	0.299	0.299
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 46 – Impact du CICE sur l’emploi des hommes (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-4.776*** (1.363)	-1.186* (0.486)	-0.710 (0.509)	-0.658 (0.506)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-3.999*** (0.974)	0.104 (0.301)	0.0375 (0.298)	0.0228 (0.297)
Traitement exogène 2014	-2.415** (0.791)	0.117 (0.414)	0.153 (0.352)	0.112 (0.346)
Observations	1759050	1753754	1671000	1670619
$R^2$	0.899	0.997	0.997	0.997
Triple différence				
Traitement exogène 2013	2.337** (0.742)	1.103* (0.553)	0.930 (0.553)	0.942 (0.545)
Traitement exogène 2014	2.992 (1.768)	0.121 (1.576)	-0.000684 (1.419)	0.0149 (1.379)
Observations	1306841	1297615	1244137	1243920
$R^2$	0.049	0.384	0.385	0.385
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 47 – Impact du CICE sur l’emploi des femmes

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.404*** (0.108)	-0.101 (0.0637)	-0.0388 (0.0673)	-0.0357 (0.0682)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0713 (0.103)	-0.428*** (0.0673)	-0.421*** (0.0697)	-0.390*** (0.0702)
Traitement exogène 2014	-0.0938 (0.0760)	-0.400*** (0.0562)	-0.432*** (0.0582)	-0.381*** (0.0608)
Observations	1710076	1704058	1579937	1579566
$R^2$	0.625	0.964	0.965	0.965
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.119 (0.0897)	-0.259** (0.0915)	-0.316*** (0.0956)	-0.292** (0.0981)
Traitement exogène 2014	0.00769 (0.185)	-0.391* (0.190)	-0.910*** (0.201)	-0.793*** (0.211)
Observations	1269062	1259353	1172635	1172407
$R^2$	0.004	0.289	0.292	0.292
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 48 – Impact du CICE sur l’emploi des femmes (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-4.723** (1.511)	-1.462*** (0.396)	-0.917* (0.407)	-0.875* (0.404)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-5.108*** (0.968)	-0.213 (0.304)	-0.261 (0.301)	-0.279 (0.301)
Traitement exogène 2014	-3.255*** (0.857)	-0.319 (0.446)	-0.255 (0.385)	-0.315 (0.383)
Observations	1710076	1704058	1579937	1579566
$R^2$	0.883	0.997	0.997	0.997
Triple différence				
Traitement exogène 2013	2.408** (0.799)	1.211* (0.607)	1.055 (0.608)	1.062 (0.596)
Traitement exogène 2014	3.070 (1.842)	0.502 (1.588)	0.324 (1.445)	0.408 (1.412)
Observations	1269062	1259353	1172635	1172407
$R^2$	0.044	0.380	0.382	0.382
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

## G.4 Par type de contrat

Tableau 49 – Impact du CICE sur l’emploi des CDI

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.578*** (0.0858)	0.199*** (0.0500)	0.278*** (0.0525)	0.304*** (0.0534)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.319*** (0.0814)	0.265*** (0.0524)	0.295*** (0.0535)	0.301*** (0.0541)
Traitement exogène 2014	0.233*** (0.0594)	0.222*** (0.0426)	0.320*** (0.0431)	0.323*** (0.0473)
Observations	1896865	1896082	1767851	1767439
$R^2$	0.707	0.967	0.968	0.968
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.141 (0.0760)	0.246** (0.0771)	0.246** (0.0796)	0.276*** (0.0822)
Traitement exogène 2014	-0.527*** (0.139)	-0.499*** (0.140)	-0.0350 (0.146)	0.246 (0.161)
Observations	1415726	1411397	1321919	1321669
$R^2$	0.005	0.255	0.263	0.263
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 50 – Impact du CICE sur l’emploi des CDI (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-2.965* (1.319)	-1.780* (0.726)	-1.474* (0.695)	-1.398* (0.684)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-2.723** (0.906)	-0.219 (0.401)	-0.289 (0.419)	-0.191 (0.412)
Traitement exogène 2014	-2.256*** (0.642)	-0.377 (0.284)	-0.419 (0.291)	-0.332 (0.286)
Observations	1896865	1896082	1767851	1767439
$R^2$	0.859	0.994	0.994	0.994
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.978* (0.868)	0.739 (0.613)	0.840 (0.619)	1.003 (0.633)
Traitement exogène 2014	2.213 (1.717)	-0.539 (1.151)	-0.496 (1.025)	-0.304 (1.048)
Observations	1415726	1411397	1321919	1321669
$R^2$	0.031	0.310	0.329	0.329
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 51 – Impact du CICE sur l’emploi des CDD

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.197 (0.194)	-0.601*** (0.174)	-0.536** (0.184)	-0.481** (0.185)
Double différence				
Traitement exogène 2013	1.797*** (0.199)	0.852*** (0.197)	1.008*** (0.205)	1.009*** (0.205)
Traitement exogène 2014	1.284*** (0.141)	0.482*** (0.145)	0.657*** (0.151)	0.694*** (0.158)
Observations	1123096	1059876	1003032	1002776
$R^2$	0.433	0.852	0.853	0.853
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.458*** (0.295)	1.922*** (0.344)	2.081*** (0.357)	2.196*** (0.374)
Traitement exogène 2014	0.0237 (0.509)	0.619 (0.634)	0.200 (0.664)	0.794 (0.760)
Observations	688308	605976	577498	577390
$R^2$	0.033	0.244	0.246	0.247
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 52 – Effet sur l’emploi des CDD (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.479 (1.888)	-1.188 (0.836)	-0.746 (0.808)	-0.434 (0.805)
Double différence				
Traitement exogène 2013	1.195 (1.687)	1.261 (1.485)	1.295 (1.531)	1.140 (1.515)
Traitement exogène 2014	0.111 (1.303)	0.574 (1.183)	0.802 (1.210)	0.609 (1.181)
Observations	1123096	1059876	1003032	1002776
$R^2$	0.751	0.965	0.966	0.966
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.998 (1.765)	1.667 (1.736)	1.923 (1.799)	1.344 (1.803)
Traitement exogène 2014	0.578 (2.678)	0.0498 (2.413)	0.570 (2.340)	-0.000286 (2.314)
Observations	688308	605976	577498	577390
$R^2$	0.239	0.450	0.454	0.455
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.



## H Résultats complémentaires concernant les salaires

### H.1 Ensemble des salariés

Tableau 53 – Impact du CICE sur le salaire moyen

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.308*** (0.0739)	1.695*** (0.0555)	1.786*** (0.0583)	1.838*** (0.0629)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.413*** (0.0691)	1.821*** (0.0553)	1.775*** (0.0568)	1.775*** (0.0570)
Traitement exogène 2014	0.942*** (0.0517)	1.924*** (0.0444)	1.797*** (0.0457)	1.842*** (0.0480)
Observations	1918585	1918584	1789248	1788824
$R^2$	0.478	0.904	0.907	0.907
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.117 (0.0840)	0.885*** (0.0861)	0.943*** (0.0872)	0.951*** (0.0959)
Traitement exogène 2014	-1.811*** (0.165)	0.0958 (0.167)	3.034*** (0.174)	3.386*** (0.206)
Observations	1438938	1438938	1348159	1347902
$R^2$	0.005	0.220	0.250	0.251
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Tableau 54 – Impact du CICE sur le salaire moyen (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	1.697* (0.774)	0.733* (0.356)	0.644 (0.347)	0.823* (0.349)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0936 (0.545)	0.375 (0.247)	0.400 (0.249)	0.405 (0.253)
Traitement exogène 2014	0.360 (0.414)	0.625* (0.275)	0.508* (0.258)	0.572* (0.258)
Observations	1918584	1918583	1789247	1788823
$R^2$	0.908	0.997	0.997	0.997
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-1.396** (0.519)	-0.386 (0.542)	-0.0781 (0.554)	-0.176 (0.567)
Traitement exogène 2014	-2.053 (1.348)	-0.224 (1.348)	1.358 (1.197)	1.436 (1.175)
Observations	1438938	1438938	1348159	1347902
$R^2$	0.036	0.215	0.240	0.240
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 55 – Impact du CICE sur le salaire horaire moyen des emplyés présents au moins deux ans consécutifs

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0952* (0.0410)	1.411*** (0.0295)	1.459*** (0.0314)	1.435*** (0.0332)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.530*** (0.0361)	1.570*** (0.0282)	1.519*** (0.0288)	1.512*** (0.0292)
Traitement exogène 2014	-1.314*** (0.0837)	0.785*** (0.0852)	3.475*** (0.0888)	3.381*** (0.0932)
Observations	1781338	1776161	1658604	1658208
$R^2$	0.672	0.938	0.940	0.940
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.0629 (0.0433)	1.107*** (0.0441)	1.163*** (0.0433)	1.142*** (0.0445)
Traitement exogène 2014	-1.342*** (0.0852)	0.722*** (0.0873)	3.310*** (0.0912)	3.182*** (0.0986)
Observations	1257528	1217018	1142419	1142195
$R^2$	0.014	0.259	0.339	0.339
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 56 – Impact du CICE sur le salaire horaire moyen des emplyés présents au moins deux ans consécutifs (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0576 (0.269)	0.946*** (0.177)	0.830*** (0.163)	0.790*** (0.165)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.478 (0.293)	1.419*** (0.202)	1.327*** (0.203)	1.245*** (0.204)
Traitement exogène 2014	0.736*** (0.204)	1.403*** (0.152)	1.192*** (0.141)	1.182*** (0.139)
Observations	1781338	1776161	1658604	1658208
$R^2$	0.773	0.940	0.946	0.946
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.589* (0.270)	1.521*** (0.273)	1.659*** (0.286)	1.586*** (0.290)
Traitement exogène 2014	-0.343 (0.695)	1.320 (0.740)	3.008*** (0.643)	2.863*** (0.644)
Observations	1273843	1236017	1160251	1160022
$R^2$	0.059	0.291	0.324	0.324
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 57 – Impact du CICE sur la croissance des salaires

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.197*** (0.0310)	0.538*** (0.0307)	0.800*** (0.0294)	0.788*** (0.0303)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0499* (0.0250)	0.604*** (0.0249)	0.723*** (0.0247)	0.715*** (0.0258)
Traitement exogène 2014	-0.284*** (0.0159)	0.0873*** (0.0157)	0.778*** (0.0168)	0.776*** (0.0175)
Observations	1781333	1776155	1658600	1658204
$R^2$	0.020	0.266	0.354	0.354
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.0516 (0.0508)	0.560*** (0.0522)	0.632*** (0.0486)	0.625*** (0.0496)
Traitement exogène 2014	-4.141*** (0.0885)	-2.882*** (0.0884)	1.353*** (0.0880)	1.392*** (0.0917)
Observations	1273838	1236017	1160251	1160022
$R^2$	0.011	0.138	0.298	0.298
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 58 – Impact du CICE sur la croissance des salaires (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.375** (0.139)	0.254 (0.146)	0.277* (0.138)	0.334 (0.173)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0681 (0.121)	0.529*** (0.114)	0.620*** (0.118)	0.529*** (0.134)
Traitement exogène 2014	-0.245*** (0.0715)	0.0653 (0.0668)	0.498*** (0.0786)	0.456*** (0.0833)
Observations	1781333	1776155	1658600	1658204
$R^2$	0.045	0.286	0.326	0.327
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.153 (0.237)	0.787** (0.240)	0.898*** (0.245)	0.726* (0.303)
Traitement exogène 2014	-3.488*** (0.376)	-2.169*** (0.370)	0.767 (0.407)	0.471 (0.466)
Observations	1273838	1236017	1160251	1160022
$R^2$	0.032	0.177	0.259	0.259
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

## H.2 Par catégorie socioprofessionnelle

Tableau 59 – Effet sur les salaires des cadres déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0262 (0.0700)	1.296*** (0.0498)	1.355*** (0.0525)	1.356*** (0.0529)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.606*** (0.0633)	1.444*** (0.0481)	1.424*** (0.0500)	1.428*** (0.0502)
Traitement exogène 2014	1.108*** (0.0475)	1.462*** (0.0379)	1.327*** (0.0391)	1.359*** (0.0455)
Observations	616347	585994	549992	549869
$R^2$	0.431	0.896	0.897	0.897
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.307*** (0.0744)	1.358*** (0.0791)	1.467*** (0.0797)	1.471*** (0.0801)
Traitement exogène 2014	-1.289*** (0.141)	0.700*** (0.153)	3.179*** (0.161)	3.315*** (0.180)
Observations	396526	362464	342782	342724
$R^2$	0.012	0.255	0.294	0.295
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 60 – Effet sur les salaires des cadres déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.355 (0.389)	0.330 (0.280)	0.300 (0.283)	0.274 (0.280)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.416 (0.296)	1.025*** (0.226)	0.929*** (0.231)	0.865*** (0.229)
Traitement exogène 2014	0.605** (0.202)	0.874*** (0.151)	0.772*** (0.142)	0.754*** (0.137)
Observations	616347	585994	549992	549869
$R^2$	0.397	0.880	0.884	0.884
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.326 (1.012)	0.826 (0.962)	1.506 (0.956)	1.423 (0.941)
Traitement exogène 2014	0.256 (1.905)	1.144 (1.777)	1.217 (1.717)	0.855 (1.686)
Observations	533708	505723	475912	475824
$R^2$	0.021	0.219	0.229	0.229
Effets fixes secteur × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille × année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 61 – Effet sur la croissance des salaires des cadres

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.426*** (0.0581)	0.594*** (0.0586)	0.784*** (0.0580)	0.795*** (0.0585)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0521 (0.0462)	0.863*** (0.0468)	0.990*** (0.0475)	0.987*** (0.0475)
Traitement exogène 2014	-0.588*** (0.0309)	-0.144*** (0.0315)	0.522*** (0.0342)	0.545*** (0.0373)
Observations	616343	585989	549989	549866
$R^2$	0.024	0.316	0.361	0.361
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.108 (0.0945)	0.970*** (0.100)	1.138*** (0.0965)	1.130*** (0.0970)
Traitement exogène 2014	-6.516*** (0.169)	-4.211*** (0.180)	0.132 (0.182)	0.0928 (0.189)
Observations	396522	362464	342782	342724
$R^2$	0.015	0.187	0.286	0.286
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 62 – Effet sur la croissance des salaires des cadres (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-1.002*** (0.236)	-0.299 (0.253)	-0.275 (0.257)	-0.292 (0.253)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0710 (0.177)	0.556** (0.183)	0.613** (0.194)	0.594** (0.194)
Traitement exogène 2014	-0.508*** (0.119)	-0.166 (0.122)	0.174 (0.129)	0.164 (0.126)
Observations	616343	585989	549989	549866
$R^2$	0.056	0.314	0.330	0.330
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.018* (0.432)	1.696*** (0.447)	1.778*** (0.477)	1.743*** (0.470)
Traitement exogène 2014	-3.639*** (0.656)	-1.964** (0.672)	0.808 (0.639)	0.651 (0.648)
Observations	396522	362464	342782	342724
$R^2$	0.053	0.203	0.242	0.243
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 63 – Effet sur les salaires des professions intermédiaires déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.0885 (0.0735)	0.855*** (0.0529)	0.839*** (0.0554)	0.827*** (0.0560)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.313*** (0.0672)	0.694*** (0.0509)	0.672*** (0.0525)	0.663*** (0.0538)
Traitement exogène 2014	0.462*** (0.0494)	0.695*** (0.0394)	0.573*** (0.0407)	0.568*** (0.0427)
Observations	690174	653113	613060	612930
$R^2$	0.339	0.877	0.876	0.876
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.192* (0.0806)	0.520*** (0.0857)	0.587*** (0.0879)	0.494*** (0.101)
Traitement exogène 2014	-1.278*** (0.146)	0.113 (0.157)	1.869*** (0.167)	1.597*** (0.228)
Observations	440465	403630	380194	380126
$R^2$	0.007	0.234	0.261	0.261
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 64 – Effet sur les salaires des professions intermédiaires déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.381 (0.357)	0.201 (0.319)	0.190 (0.304)	0.175 (0.300)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0227 (0.293)	0.425* (0.209)	0.372 (0.215)	0.233 (0.235)
Traitement exogène 2014	0.133 (0.190)	0.518*** (0.151)	0.422** (0.149)	0.372* (0.147)
Observations	690174	653113	613060	612930
$R^2$	0.440	0.879	0.881	0.881
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.223 (0.404)	0.671 (0.420)	0.734 (0.435)	0.477 (0.482)
Traitement exogène 2014	-0.0383 (0.783)	0.863 (0.762)	1.852* (0.778)	1.520 (0.805)
Observations	440465	403630	380194	380126
$R^2$	0.038	0.247	0.257	0.258
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 65 – Effet sur la croissance des salaires des professions intermédiaires

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.335*** (0.0551)	0.369*** (0.0539)	0.553*** (0.0554)	0.563*** (0.0565)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.191*** (0.0451)	0.376*** (0.0441)	0.473*** (0.0452)	0.410*** (0.0520)
Traitement exogène 2014	-0.408*** (0.0280)	-0.0154 (0.0286)	0.528*** (0.0308)	0.491*** (0.0366)
Observations	690170	653108	613057	612927
$R^2$	0.013	0.306	0.350	0.350
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.147 (0.0883)	0.486*** (0.0926)	0.577*** (0.0924)	0.466*** (0.110)
Traitement exogène 2014	-3.565*** (0.151)	-2.239*** (0.159)	1.076*** (0.166)	0.860*** (0.220)
Observations	440461	403630	380194	380126
$R^2$	0.009	0.157	0.247	0.247
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 66 – Effet sur la croissance des salaires des professions intermédiaires (Pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.552** (0.194)	-0.109 (0.221)	0.0143 (0.206)	0.146 (0.255)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.291 (0.156)	0.255 (0.138)	0.348* (0.140)	0.181 (0.194)
Traitement exogène 2014	-0.281** (0.0944)	0.0784 (0.0964)	0.498*** (0.0951)	0.448*** (0.105)
Observations	690170	653108	613057	612927
$R^2$	0.049	0.318	0.344	0.346
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.305 (0.334)	0.890** (0.330)	0.892** (0.345)	0.553 (0.491)
Traitement exogène 2014	-2.187*** (0.533)	-1.046* (0.527)	1.918*** (0.580)	1.498* (0.714)
Observations	440461	403630	380194	380126
$R^2$	0.042	0.200	0.262	0.263
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 67 – Effet sur les salaires des employés déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.257*** (0.0579)	0.701*** (0.0418)	0.790*** (0.0444)	0.764*** (0.0457)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.211*** (0.0524)	0.111** (0.0387)	0.107** (0.0403)	0.102* (0.0406)
Traitement exogène 2014	-0.0675 (0.0384)	0.0934** (0.0301)	-0.0417 (0.0313)	-0.0398 (0.0321)
Observations	1206408	1173815	1083049	1082779
$R^2$	0.389	0.894	0.895	0.895
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.680*** (0.0646)	-0.269*** (0.0688)	-0.241*** (0.0712)	-0.245*** (0.0722)
Traitement exogène 2014	-1.547*** (0.114)	-0.718*** (0.123)	1.038*** (0.131)	0.933*** (0.139)
Observations	815071	767166	710571	710414
$R^2$	0.005	0.221	0.253	0.253
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 68 – Effet sur les salaires des employés déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.159 (0.216)	0.651*** (0.171)	0.686*** (0.174)	0.657*** (0.174)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.731** (0.283)	-0.209 (0.185)	-0.214 (0.190)	-0.221 (0.186)
Traitement exogène 2014	-0.443* (0.173)	-0.0289 (0.136)	-0.117 (0.137)	-0.125 (0.137)
Observations	1206408	1173815	1083049	1082779
$R^2$	0.566	0.909	0.910	0.910
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.977*** (0.271)	-0.583* (0.284)	-0.557 (0.290)	-0.590* (0.287)
Traitement exogène 2014	-1.200* (0.506)	-0.394 (0.519)	0.570 (0.543)	0.391 (0.571)
Observations	815071	767166	710571	710414
$R^2$	0.018	0.213	0.226	0.227
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.



Tableau 69 – Effet sur la croissance des salaires des employés

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0959*	0.390***	0.558***	0.539***
	(0.0445)	(0.0434)	(0.0451)	(0.0463)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0794*	0.272***	0.349***	0.344***
	(0.0386)	(0.0358)	(0.0373)	(0.0381)
Traitement exogène 2014	-0.272***	-0.0298	0.503***	0.490***
	(0.0221)	(0.0222)	(0.0241)	(0.0252)
Observations	1206404	1173810	1083046	1082776
$R^2$	0.010	0.278	0.322	0.322
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.225**	0.0940	0.189*	0.198**
	(0.0703)	(0.0738)	(0.0750)	(0.0760)
Traitement exogène 2014	-2.593***	-1.919***	1.450***	1.529***
	(0.122)	(0.122)	(0.130)	(0.137)
Observations	815067	767166	710571	710414
$R^2$	0.006	0.134	0.219	0.220
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 70 – Effet sur la croissance des salaires des employés (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.437*	0.0427	0.0577	0.0139
	(0.208)	(0.192)	(0.183)	(0.182)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0255	0.217	0.310*	0.286
	(0.172)	(0.148)	(0.158)	(0.159)
Traitement exogène 2014	-0.235	-0.0229	0.371*	0.335*
	(0.169)	(0.154)	(0.154)	(0.160)
Observations	1206404	1173810	1083046	1082776
$R^2$	0.037	0.313	0.337	0.337
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.145	0.563*	0.647*	0.631*
	(0.292)	(0.286)	(0.302)	(0.303)
Traitement exogène 2014	-2.283***	-1.566*	0.962	0.807
	(0.602)	(0.641)	(0.639)	(0.664)
Observations	815067	767166	710571	710414
$R^2$	0.029	0.189	0.242	0.243
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 71 – Effet sur les salaires des ouvriers déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.474*** (0.0807)	0.533*** (0.0503)	0.590*** (0.0510)	0.510*** (0.0606)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.261*** (0.0729)	0.188*** (0.0467)	0.186*** (0.0468)	0.124* (0.0507)
Traitement exogène 2014	-0.0468 (0.0536)	0.270*** (0.0363)	0.142*** (0.0360)	0.116** (0.0374)
Observations	974183	946840	932378	932181
$R^2$	0.317	0.888	0.888	0.888
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.338*** (0.0777)	0.0806 (0.0825)	-0.0155 (0.0819)	-0.153 (0.0950)
Traitement exogène 2014	-0.848*** (0.140)	0.0483 (0.146)	2.240*** (0.150)	2.123*** (0.175)
Observations	661534	626244	618627	618534
$R^2$	0.005	0.211	0.273	0.274
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 72 – Effet sur les salaires des ouvriers déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.251 (0.357)	0.490 (0.285)	0.515 (0.269)	0.490 (0.267)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-2.201** (0.676)	-0.524 (0.362)	-0.465 (0.372)	-0.482 (0.376)
Traitement exogène 2014	-1.190** (0.415)	-0.133 (0.177)	-0.160 (0.186)	-0.141 (0.184)
Observations	974183	946840	932378	932181
$R^2$	0.528	0.896	0.897	0.897
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.751 (0.504)	-0.0241 (0.541)	-0.0599 (0.551)	-0.0679 (0.559)
Traitement exogène 2014	-0.807 (0.923)	0.474 (0.981)	1.386 (0.969)	1.184 (1.014)
Observations	661534	626244	618627	618534
$R^2$	0.038	0.193	0.207	0.207
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 73 – Effet sur la croissance des salaires des ouvriers

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.277*** (0.0545)	0.319*** (0.0509)	0.662*** (0.0499)	0.609*** (0.0532)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.0684 (0.0451)	0.327*** (0.0438)	0.366*** (0.0432)	0.304*** (0.0493)
Traitement exogène 2014	-0.352*** (0.0285)	-0.0944*** (0.0273)	0.629*** (0.0280)	0.620*** (0.0292)
Observations	974180	946838	932376	932179
$R^2$	0.018	0.285	0.353	0.353
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.110 (0.0843)	0.270** (0.0884)	0.102 (0.0851)	0.0144 (0.0970)
Traitement exogène 2014	-3.018*** (0.145)	-2.093*** (0.146)	1.867*** (0.147)	2.050*** (0.167)
Observations	661532	626244	618627	618534
$R^2$	0.008	0.125	0.248	0.248
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 74 – Effet sur la croissance des salaires des ouvriers (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.679* (0.278)	-0.171 (0.275)	-0.125 (0.264)	-0.189 (0.264)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.164 (0.181)	0.244 (0.175)	0.298 (0.183)	0.270 (0.184)
Traitement exogène 2014	-0.393** (0.150)	-0.0893 (0.133)	0.410** (0.127)	0.336** (0.128)
Observations	974180	946838	932376	932179
$R^2$	0.053	0.327	0.358	0.358
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.353 (0.402)	1.048* (0.418)	0.978* (0.414)	1.001* (0.415)
Traitement exogène 2014	-2.690*** (0.759)	-1.506 (0.828)	1.248 (0.787)	0.904 (0.802)
Observations	661532	626244	618627	618534
$R^2$	0.039	0.164	0.228	0.228
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

### H.3 Par type de contrat

Tableau 75 – Effet sur les salaires des CDI déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0865*	1.417***	1.465***	1.444***
	(0.0417)	(0.0301)	(0.0321)	(0.0337)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.606***	1.612***	1.572***	1.567***
	(0.0367)	(0.0287)	(0.0295)	(0.0297)
Traitement exogène 2014	0.974***	1.637***	1.345***	1.368***
	(0.0280)	(0.0235)	(0.0232)	(0.0247)
Observations	1765105	1758902	1642565	1642179
$R^2$	0.665	0.937	0.939	0.939
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.0910*	1.114***	1.169***	1.148***
	(0.0442)	(0.0453)	(0.0448)	(0.0460)
Traitement exogène 2014	-1.342***	0.722***	3.310***	3.182***
	(0.0852)	(0.0873)	(0.0912)	(0.0986)
Observations	1257528	1217018	1142419	1142195
$R^2$	0.014	0.259	0.339	0.339
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 76 – Effet sur les salaires des CDI déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.0267	0.951***	0.854***	0.816***
	(0.309)	(0.194)	(0.182)	(0.184)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.270	1.340***	1.260***	1.191***
	(0.268)	(0.169)	(0.168)	(0.177)
Traitement exogène 2014	0.485*	1.250***	1.058***	1.037***
	(0.191)	(0.127)	(0.119)	(0.115)
Observations	1765105	1758902	1642565	1642179
$R^2$	0.764	0.941	0.946	0.946
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.572*	1.485***	1.637***	1.561***
	(0.270)	(0.272)	(0.278)	(0.291)
Traitement exogène 2014	-0.546	1.153*	2.777***	2.523***
	(0.564)	(0.585)	(0.563)	(0.568)
Observations	1257528	1217018	1142419	1142195
$R^2$	0.048	0.290	0.315	0.315
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 77 – Effet sur la croissance des salaires des CDI

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.197*** (0.0308)	0.532*** (0.0304)	0.792*** (0.0292)	0.777*** (0.0303)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.0514* (0.0246)	0.605*** (0.0245)	0.721*** (0.0244)	0.711*** (0.0261)
Traitement exogène 2014	-0.288*** (0.0159)	0.0861*** (0.0156)	0.779*** (0.0168)	0.774*** (0.0179)
Observations	1765100	1758896	1642561	1642175
$R^2$	0.020	0.263	0.358	0.358
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.0458 (0.0503)	0.555*** (0.0517)	0.621*** (0.0482)	0.615*** (0.0497)
Traitement exogène 2014	-4.118*** (0.0877)	-2.872*** (0.0877)	1.385*** (0.0873)	1.447*** (0.0945)
Observations	1257523	1217018	1142419	1142195
$R^2$	0.012	0.144	0.317	0.317
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 78 – Effet sur la croissance de salaire des CDI (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.446* (0.181)	0.188 (0.161)	0.254 (0.166)	0.326 (0.195)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.119 (0.146)	0.593*** (0.141)	0.688*** (0.146)	0.567*** (0.171)
Traitement exogène 2014	-0.266** (0.0820)	0.0838 (0.0779)	0.508*** (0.0925)	0.451*** (0.0994)
Observations	1765100	1758896	1642561	1642175
$R^2$	0.055	0.289	0.324	0.325
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.372 (0.304)	1.041*** (0.307)	1.151*** (0.324)	0.912* (0.388)
Traitement exogène 2014	-3.387*** (0.508)	-2.077*** (0.517)	0.752 (0.520)	0.410 (0.575)
Observations	1257523	1217018	1142419	1142195
$R^2$	0.042	0.186	0.260	0.260
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 79 – Effet sur les salaires des CDD déjà en poste l’an passé

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	0.350 (0.231)	0.434* (0.184)	0.514** (0.191)	0.467* (0.193)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.544* (0.251)	0.951*** (0.225)	0.914*** (0.237)	0.877*** (0.239)
Traitement exogène 2014	0.722*** (0.184)	0.753*** (0.183)	0.706*** (0.191)	0.691*** (0.193)
Observations	164184	116928	111676	111627
$R^2$	0.327	0.853	0.852	0.852
Triple différence				
Traitement exogène 2013	0.452 (0.316)	1.069* (0.422)	1.189** (0.436)	1.197** (0.437)
Traitement exogène 2014	-0.596 (0.601)	1.323 (0.920)	3.218*** (0.963)	3.304*** (0.968)
Observations	65167	41856	40108	40097
$R^2$	0.021	0.269	0.288	0.288
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 80 – Effet sur les salaires des CDD déjà en poste l’an passé (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.874 (0.890)	-0.565 (1.004)	-0.625 (1.025)	-0.553 (0.957)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.930 (0.962)	0.935 (1.005)	0.907 (1.018)	0.997 (0.969)
Traitement exogène 2014	1.521** (0.533)	1.245* (0.548)	1.410** (0.499)	1.480** (0.493)
Observations	164184	116928	111676	111627
$R^2$	0.502	0.819	0.820	0.820
Triple différence				
Traitement exogène 2013	2.568 (1.398)	2.745 (1.672)	2.809 (1.706)	2.791 (1.633)
Traitement exogène 2014	1.718 (3.071)	1.408 (4.048)	4.341 (3.353)	4.407 (3.323)
Observations	65167	41856	40108	40097
$R^2$	0.239	0.435	0.450	0.450
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 81 – Effet sur la croissance des salaires des CDD

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.175 (0.235)	0.411 (0.248)	0.688** (0.257)	0.672* (0.261)
Double différence				
Traitement exogène 2013	-0.666** (0.233)	0.294 (0.268)	0.290 (0.280)	0.304 (0.282)
Traitement exogène 2014	-0.750*** (0.158)	-0.0149 (0.193)	0.422* (0.203)	0.454* (0.204)
Observations	164183	116926	111674	111625
$R^2$	0.044	0.487	0.493	0.493
Triple différence				
Traitement exogène 2013	-0.264 (0.456)	-0.274 (0.602)	-0.295 (0.620)	-0.272 (0.624)
Traitement exogène 2014	-2.674*** (0.811)	-3.020* (1.206)	0.335 (1.265)	0.445 (1.269)
Observations	65167	41856	40108	40097
$R^2$	0.019	0.196	0.219	0.219
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

Tableau 82 – Effet sur la croissance des salaires des CDD (pondéré)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Test placebo	-0.274 (0.801)	0.675 (0.871)	0.715 (0.897)	0.649 (0.897)
Double différence				
Traitement exogène 2013	0.430 (0.885)	1.630 (0.994)	1.723 (1.025)	1.767 (1.004)
Traitement exogène 2014	-0.00402 (0.516)	0.703 (0.612)	0.727 (0.600)	0.733 (0.599)
Observations	164183	116926	111674	111625
$R^2$	0.184	0.554	0.558	0.558
Triple différence				
Traitement exogène 2013	1.498 (1.683)	1.783 (2.017)	1.932 (2.099)	2.024 (2.053)
Traitement exogène 2014	-4.656* (2.362)	-4.397 (3.263)	-2.439 (3.386)	-2.389 (3.360)
Observations	65167	41856	40108	40097
$R^2$	0.128	0.296	0.309	0.309
Effets fixes secteur $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes taille $\times$ année	✓	✓	✓	✓
Effets fixes firmes		✓	✓	✓
Contrôles LIEPP			✓	✓
Contrôles SMIC				✓

Ecarts-types robustes reportés entre parenthèses (cluster au niveau des entreprises)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Source : DADS, FARE, MVC 2010-2014.