



**HAL**  
open science

## Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires

Clément Carbonnier, Charlotte Foffano, Clément Malgouyres, Loriane Py, Camille Urvoy

► **To cite this version:**

Clément Carbonnier, Charlotte Foffano, Clément Malgouyres, Loriane Py, Camille Urvoy. Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires. [Rapport de recherche] Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques. 2018, pp.45. hal-03393124

**HAL Id: hal-03393124**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03393124v1>**

Submitted on 21 Oct 2021

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

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

# ÉVALUATION INTERDISCIPLINAIRE DES IMPACTS DU CICE EN MATIÈRE D'EMPLOIS ET DE SALAIRES

Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po en réponse à l'appel à évaluation de France Stratégie

**31 août 2018**

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

*Equipe de recherche* : Charlotte Foffano<sup>ii</sup>, Clément Malgouyres<sup>iii</sup>, Loriane Py<sup>iii</sup>, Camille Urvoy<sup>vi</sup>

*Comité scientifique* : Denis Fougère<sup>v</sup>, Emeric Henry<sup>iv</sup>, Bruno Palier<sup>vii</sup>, Jean-Marc Robin<sup>iv</sup>, Etienne Wasmer<sup>iv</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-11IDEX-0005-02).

Ce travail a bénéficié d'une aide de l'Etat gérée par l'Agence nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'Avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD).

i : Université de Cergy-Pontoise, THEMA, Co-directeur de l'axe "politiques socio-fiscales" du LIEPP Sciences Po et Banque de France, clement.carbonnier@u-cergy.fr ; ii : Sciences Po, LIEPP ; iii : Banque de France et Institut des politiques publiques ; iv : Sciences Po, département d'économie ; v : Sciences Po, CSO ; vi : Sciences Po ; vii : Sciences Po, CEE. Les idées exposées dans ce document reflètent l'opinion personnelle de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Les éventuelles erreurs ou omissions sont de la responsabilité des auteurs.

# Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires

Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques  
(LIEPP) de Sciences Po en réponse à l'appel à évaluation de *France Stratégie*

**31 août 2018**

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

*Equipe de recherche* : Charlotte Foffano<sup>ii</sup>, Clément Malgouyres<sup>iii</sup>, Loriane Py<sup>iii</sup>, Camille  
Urvoy<sup>vi</sup>

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

\*Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation 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).

Ce travail a bénéficié d'une aide de l'Etat gérée par l'Agence nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'Avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD).

*i* : Université de Cergy-Pontoise, THEMA, Co-directeur de l'axe "politiques socio-fiscales" du LIEPP Sciences Po et Banque de France, clement.carbonnier@u-cergy.fr ; *ii* : Sciences Po, LIEPP ; *iii* : Banque de France et Institut des politiques publiques ; *iv* : Sciences Po, département d'économie ; *v* : Sciences Po, CSO ; *vi* : Sciences Po ; *vii* : Sciences Po, CEE. Les idées exposées dans ce document reflètent l'opinion personnelle de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Les éventuelles erreurs ou omissions sont de la responsabilité des auteurs.



# Evaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires

## Résumé court

Le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) a été institué avec l'objectif d'améliorer la compétitivité des entreprises. Pour étudier ses différents effets potentiels sur l'emploi et les salaires, l'évaluation présentée ici s'appuie d'une part sur une analyse économique, et d'autre part sur une étude sociologique, dont les résultats qualitatifs avaient été détaillés lors du rapport remis le 29 septembre 2016 par le LIEPP de Sciences Po à France Stratégie. L'analyse micro-économique basée sur les données fiscales et sociales des entreprises fait tout d'abord apparaître que, au niveau de l'emploi, les décisions des nouvelles embauches des entreprises n'ont pas été affectées par la présence de la nette discontinuité du CICE. De plus, comparativement aux entreprises moins intensément ciblées par la mesure, les entreprises les plus intensément ciblées par le CICE n'ont pas connu de hausse de l'emploi entre 2013 et 2015, et cela quelle que soit la catégorie socio-professionnelle. Concernant l'effet sur les salaires, notre analyse montre que la mesure n'a pas eu d'impact détectable sur la distribution des hausses de salaires mais il apparaît toutefois qu'au niveau de l'entreprise, les sommes allouées dans le cadre du CICE ont été en partie reversées aux salariés, sous forme de hausses de salaires, en particulier aux cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires.

Il faut garder à l'esprit que les conclusions de cette évaluation ne portent que sur les trois premières années de mise en place du CICE, les données de 2016 et 2017 n'étant pas encore disponibles au moment de l'évaluation. Il convient enfin de préciser la difficulté de toute étude portant sur le CICE : celui-ci n'a pas été conçu de manière à être évalué par un dispositif expérimental.



# Résumé analytique

## Objectifs

Le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi a été institué avec l'objectif de financer « l'amélioration de [la] compétitivité [des] entreprises »<sup>1</sup>.

Le CICE est un crédit d'impôt sur les sociétés, ce qui entraîne des particularités quant à la temporalité des bénéfices qu'il engendre ainsi qu'à sa visibilité. Les entreprises peuvent bénéficier d'une imputation sur leur IS l'année suivant l'exercice concerné par le crédit. Le surplus éventuel de crédit ouvert par rapport à l'IS dû est soit remboursé soit reporté. Un mécanisme de préfinancement est organisé avec la BPI et les banques commerciales pour permettre aux entreprises d'obtenir plus rapidement les liquidités qui correspondent au montant de CICE qu'elles doivent recevoir. Concernant la visibilité de la mesure, le CICE n'apparaît pas dans le bilan des entreprises comme lié à la masse salariale. Ainsi, on peut se demander si les employeurs considèrent que le coût du travail a baissé avec l'introduction de la mesure, ou s'ils ne perçoivent pas le lien entre le CICE et le coût du travail. L'objectif de la présente étude est donc d'évaluer l'effet du CICE sur l'emploi et les salaires.

## Approche

Pour évaluer l'impact du CICE sur l'emploi et les salaires, l'étude du LIEPP a réuni une équipe de chercheurs de différentes disciplines des sciences sociales afin d'élaborer un projet d'évaluation interdisciplinaire. L'évaluation ci-présente se concentre sur l'analyse micro-économique de plusieurs bases de données, tout en tirant profit des enseignements tirés d'une enquête de terrain réalisée auprès de décisionnaires d'entreprises par le LIEPP (rapport qualitatif publié le 29 septembre 2016). L'analyse qualitative n'a eu de cesse de dialoguer tout au long de l'évaluation avec l'analyse quantitative. Ce type de dialogue, rarement mené en sciences sociales, fait de cette évaluation un objet scientifique assez singulier. Les conclusions des deux approches se recoupent assez largement, ce qui permet d'asseoir leur crédibilité.

Pour mener à bien l'évaluation quantitative, nous utilisons deux stratégies distinctes, en fonction de l'effet que nous cherchons à évaluer (individuel ou au niveau de l'entreprise). Nous cherchons tout d'abord à savoir si des déformations de la structure des salariés restés en emploi dans la même entreprise deux années consécutives peuvent être observées, en particulier autour du seuil d'éligibilité de la mesure. Nous appliquons ensuite la même méthode aux distributions des salaires horaires des nouvelles embauches. L'existence de déformation impliquerait un effet individuel du CICE au niveau des variables observées.

---

<sup>1</sup> Code général des impôts, article 244 quater C, alinéa 1

Enfin, pour mesurer l'effet de la mesure sur l'emploi et les salaires au niveau de l'entreprise, nous procédons en double différence instrumentée sur l'intensité de l'intention de traiter. Le principe est d'estimer l'effet de CICE en double différence autour de la période d'introduction, entre des entreprises plus ou moins bénéficiaires du CICE. Des effets fixes et contrôles sont introduits pour s'assurer de la tendance commune des entreprises traitées et des entreprises témoins.

## **Données**

Nous exploitons plusieurs bases de données pour constituer notre analyse quantitative. Les informations générales sur la structure de production des entreprises et leurs bénéfices sont présentes dans la base FARE, issue du traitement par l'INSEE des données d'enquête appariées aux données de la direction générale des finances publiques (DGFIP), des déclarations fiscales des entreprises pour l'imposition de leurs bénéfices à l'impôt sur les sociétés. La DGFIP construit également le fichier MVC (pour mouvements de créance), informant les ouvertures de droits à CICE des entreprises et les imputations, reports ou remboursements des dernières.

## **Résultats**

L'évaluation quantitative ne fait pas apparaître d'impact de la mesure au niveau de l'emploi. Premièrement, aucune déformation n'a été observée entre 2010 et 2015 sur la distribution des salaires horaires des nouvelles embauches. Il semble donc, que les entreprises n'ont pas pris en compte le dispositif CICE (ni son barème) lors de la détermination des salaires à l'entrée. Le rapport qualitatif du LIEPP faisait état de mêmes conclusions. Nous trouvons ensuite que le CICE n'a eu aucun impact sur l'emploi, contrairement à son objectif affiché.

Notre évaluation s'est ensuite intéressée à l'effet de la mesure sur les salaires. Le CICE n'a pas eu d'impact sur la distribution des hausses de salaires des employés permanents, malgré son barème discontinu. Néanmoins, il ressort de nos évaluations que les sommes allouées dans le cadre du CICE ont été, en partie, reversées aux cadres et professions intermédiaires, ces derniers n'étant pas directement concernés par la mesure car moins susceptibles d'y être éligibles. Nous avons ainsi mis en lumière un effet indirect de la mesure, redistribuée à des catégories socio-professionnelles qui n'étaient initialement pas nécessairement concernées par le dispositif.



# Table des matières

<b>1.</b>	<b>Introduction</b>	<b>9</b>
<b>2.</b>	<b>Description de la mesure</b>	<b>11</b>
2.1	Historique	11
2.1.1	<i>Les allègements de cotisations sociales depuis les années 1990</i>	11
2.1.2	<i>Le rapport Gallois et l'introduction du CICE</i>	12
2.2	Barème et spécificités de la mesure	13
2.3	Statistiques sur l'intensité de traitement	16
<b>3.</b>	<b>Emplois</b>	<b>17</b>
3.1	Distribution des nouvelles embauches	18
3.2	Effet du CICE sur l'emploi au niveau de l'entreprise	20
<b>4.</b>	<b>Salaires</b>	<b>25</b>
4.1	Distribution des hausses de salaire	25
4.2	Partage des revenus de l'entreprise avec les salariés	27
<b>5.</b>	<b>Conclusion</b>	<b>32</b>
<b>6.</b>	<b>Références bibliographiques</b>	<b>33</b>
<b>A.</b>	<b>Présentation des bases de données</b>	<b>35</b>
A.1	Mouvements de créances (MVC)	35
A.2	FARE	36
A.3	Déclarations annuelles de données sociales (DADS)	37
A.4	Construction de la base de données finale	38
<b>B.</b>	<b>Stratégie d'identification au niveau des salariés</b>	<b>39</b>
B.1	Évaluer la déformation de la distribution des salaires à l'embauche	39
B.2	Évaluer la déformation de la distribution des croissances salariales	40
<b>C.</b>	<b>Stratégie d'identification au niveau des entreprises</b>	<b>41</b>
C.1	Mesure de l'intensité de traitement ex-ante	41
C.2	Double différence et correspondance dans les cellules	43
C.3	Évaluer la validité du plan de recherche	44



# 1. Introduction

Le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) a été institué avec l'objectif d'améliorer la compétitivité des entreprises « à travers notamment des efforts en matière d'investissements, de recherche, d'innovation, de formation, de recrutement, de prospection de nouveaux marchés, de transition écologique et énergétique et de reconstitution de leur fonds de roulement ». Ce dispositif fiscal a aussi pour objectif direct de créer des emplois.

Deux mois après l'élection présidentielle de 2012, le premier ministre Jean-Marc Ayrault commande un rapport à Louis Gallois sur la situation de l'industrie française et les manières de l'améliorer, conscient que le pays est encore marqué par la crise de 2008. Le rapport Gallois, fait état d'un « décrochage » de l'industrie française depuis les années 70, qui s'est accéléré en comparaison des autres pays européens (Allemagne, Suède, Italie). Il diagnostique aussi que les entreprises industrielles françaises, confrontées à la double concurrence d'entreprises produisant des biens plus haut de gamme ou produisant à plus bas coûts, auraient tenté de protéger leur compétitivité prix en réduisant leurs marges. Ceci les aurait conduites à réduire leurs investissements et ainsi à perdre en compétitivité hors-prix. Afin de relancer la montée en gamme de l'industrie française, le rapport faisait état de 22 propositions pour créer un « choc de compétitivité ». Parmi ces propositions, un allègement de cotisations sociales employeurs au moins jusqu'à 3,5 SMIC était défendu. Ce haut seuil était justifié par la volonté de toucher des secteurs industriels à forte valeur ajoutée, dans lesquels les salaires sont élevés. Peu de temps après la remise du rapport Gallois, le premier ministre annonça le « pacte de compétitivité » composé de 35 mesures dont le CICE qui entra en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2013. Le CICE est un crédit d'impôt sur les sociétés (IS) égal à 4 % de la masse salariale éligible en 2013, puis 6 % à partir de 2014. La masse salariale éligible correspond à la somme des salaires bruts pour les rémunérations inférieures à 2,5 SMIC.

Le CICE, en tant que crédit d'impôt sur les sociétés, possède des particularités relatives à la temporalité des bénéfices qu'il entraîne et à sa visibilité. Les entreprises peuvent bénéficier d'une imputation sur leur IS l'année suivant l'exercice concerné par le crédit. En cas de surplus éventuel de crédit par rapport à l'IS dû, un report ou un remboursement peuvent avoir lieu. Le préfinancement, organisé par la Banque publique d'investissement (BPI) et les banques commerciales, permet à certaines entreprises d'obtenir plus rapidement les liquidités correspondant au montant de crédit d'impôt qu'elles doivent percevoir plus tard.

Suite à l'introduction du CICE, le comité de suivi des aides publiques aux entreprises, mis en place en 2014 et animé par *France Stratégie*, a mandaté différentes équipes pour évaluer l'impact et les bénéfices de la mesure. Le Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques

publiques (LIEPP) de Sciences Po a rendu à ce titre le 29 septembre 2016 un premier rapport sur l'évaluation du dispositif les deux premières années de sa mise en place, composé d'une analyse qualitative, tirée d'entretiens réalisés entre mai et août 2015 et d'une analyse quantitative, réalisée grâce à des outils économétriques. La présente étude fait suite à ce rapport et évalue le dispositif jusqu'à l'année 2015.

Pour mener à bien notre analyse quantitative, nous exploitons plusieurs bases de données au niveau des entreprises françaises. 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 nous donnent des informations très précises sur la structure salariale.

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 des 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. La DGFIP construit également le fichier MVC (pour mouvements de créance), informant les ouvertures de droits à CICE des entreprises et les imputations, reports ou remboursements des dernières. Une présentation plus complète de ces bases de données se trouve dans l'annexe A.

Pour mener à bien notre évaluation, nous utilisons deux familles de stratégies d'identification, que ce soit au niveau individuel ou au niveau des entreprises. Pour ce qui concerne l'effet individuel sur les structures salariales ou sur l'emploi, nous analysons les distributions de rémunérations des salariés restant en emploi dans la même entreprise d'une année sur l'autre ainsi que les distributions des salaires horaires des nouvelles embauches et cherchons à observer si des déformations peuvent intervenir, en particulier autour du seuil d'éligibilité de la mesure à 2,5 SMIC.

Pour mesurer l'effet de la mesure sur l'emploi et les salaires au niveau de l'entreprise, nous procédons en double différence instrumentée sur l'intensité de l'intention de traiter. Le principe est d'estimer l'effet de CICE en double différence autour de la période d'introduction, entre des entreprises plus ou moins bénéficiaires du CICE. Des effets fixes et contrôles sont introduits pour s'assurer de la tendance commune des entreprises traitées et des entreprises témoins.

D'un point de vue général, ce rapport est organisé en cinq parties principales et cinq annexes. Suivant une première partie introductive, la deuxième partie décrit le contexte de l'introduction de la mesure, son barème et ses spécificités. La troisième partie se concentre sur les effets du CICE sur l'emploi, à un niveau individuel et au niveau de l'entreprise. La quatrième

partie analyse les effets sur les salaires, au niveau individuel et de l'entreprise, et la cinquième partie conclut en discutant la portée et les limites des résultats précédemment présentés.

Les deux premières annexes sont directement attachées au présent document, contrairement aux trois annexes sur les spécifications économétriques qui sont produites séparément. La première annexe concerne la présentation des bases de données utilisées au cours de l'étude. La deuxième annexe présente les fondements et le détail des méthodes d'identification utilisées au niveau des entreprises pour obtenir nos résultats.

## 2. Description de la mesure

### 2.1 Historique

#### 2.1.1 *Les allègements de cotisations sociales depuis les années 1990*

Depuis les années 1990, les gouvernements français successifs se sont attachés à diminuer le coût du travail au niveau du SMIC en allégeant les cotisations sociales patronales sur les bas salaires. A partir de 1991, la France a connu une augmentation importante du chômage, s'élevant à plus de 10 % de sa population active fin 1993. Les différentes recommandations du Commissariat Général au Plan (CGP) (rapports Charpin, 1992 et Brunhes, 1993) mettent en lumière l'absence de problème au niveau du coût du travail moyen en France (notamment grâce aux politiques de modérations salariales mises en place depuis plusieurs années). En revanche, ils dénoncent la proximité entre le salaire médian et le salaire minimum entre 1970 et 1985. Le coût du travail au SMIC et du salaire médian empêchait en effet l'ajustement des salaires peu qualifiés à leur productivité, expliquant en partie le chômage massif de l'époque chez les non-qualifiés. Suite aux rapports du CGP, les premières mesures d'allègement des cotisations patronales ciblées sur les bas salaires sont introduites en 1993. Leur but est de réduire le coût du travail sur les bas salaires sans toucher à leur pouvoir d'achat, tout en remédiant à la situation de sous-emploi dont sont victimes les moins diplômés.

On peut noter trois principales vagues depuis 1993 en matière d'allègement des cotisations sociales : tout d'abord, entre 1993 et 1998, ces mesures ont pour but de réduire le coût du travail au voisinage du SMIC (seuil compris entre 1,2 et 1,33 SMIC). Les allègements dits « Balladur » de 1993 participent de ce mouvement en exonérant totalement les cotisations sociales sur les salaires inférieurs à 1,1 SMIC puis à 50 % sur les salaires allant jusqu'à 1,2 SMIC avec une extension progressive jusqu'à 1,6 SMIC. On peut aussi citer les réductions de cotisations patronales d'assurance maladie en 1995 ou encore les allègements dits « Juppé » en 1996 qui fusionnent les deux mesures précédentes et permettent en 1997 à certaines entreprises de

bénéficier d'allègements sur les salaires de 5 millions d'employés, ce qui a pour conséquence de baisser le coût du travail au niveau du SMIC de 12 points. Entre 1998 et 2002 les allègements sont ensuite étendus pour les entreprises réduisant leur temps de travail (les « lois Aubry ») afin de compenser l'impact du passage aux 35 heures sur le coût du travail. Au niveau du salaire minimum, les allègements passent de 18,2 points (1997) à 26 points (2000) de cotisations et décroissent pour atteindre un plancher de 4 000 F à un niveau de 1,7 SMIC. En 1998, le rapport Malinvaud, dont la mission est d'évaluer la nécessité « d'une modification de l'assiette des cotisations patronales » concernant en particulier l'élargissement de cette dernière à la valeur ajoutée, considère les allègements de cotisations patronales toujours pertinents. Edmond Malinvaud, ancien directeur de l'Insee, plaide pour l'allègement des cotisations sur les bas salaires et met en garde contre les risques de pression fiscale pour les entreprises dans le cas d'une modification de l'assiette, qui aurait pour conséquence d'augmenter les prélèvements et d'inciter à la délocalisation. Le rapport montre que le SMIC, qui établit les bas salaires à un niveau supérieur à celui auquel ils auraient été fixés en son absence, les rend insensibles aux variations de la demande de travail, à l'opposé de ce qu'il se passe pour les plus hauts salaires. Le rapport plaide donc, « à titre définitif », pour un barème des cotisations patronales ayant « de faibles taux en bas de l'échelle ».

Enfin, entre 2003 et 2005, les allègements « Fillon » sont accordés à toutes les entreprises pour neutraliser l'impact de la convergence vers le haut du SMIC et des garanties mensuelles de rémunération (GMR).

### *2.1.2 Le rapport Gallois et l'introduction du CICE*

Le 11 juillet 2012, deux mois après l'élection présidentielle de 2012, le premier ministre Jean-Marc Ayrault commande un rapport à Louis Gallois sur la situation de l'industrie française et les manières de l'améliorer, conscient que le pays est encore marqué par la crise de 2008 (le chômage en France est alors à 3 points au-dessus de son niveau d'avant crise).

Le rapport Gallois, remis le 5 novembre 2012, fait état d'un « décrochage » de l'industrie française depuis les années 70, qui s'est accéléré en comparaison des autres pays européens (Allemagne, Suède, Italie). Ce phénomène a des conséquences importantes sur l'économie française (déficit, endettement...). Les entreprises françaises présentaient notamment un taux de marge inférieur à ceux des autres pays européens que la spécialisation sectorielle ne suffirait pas à justifier (Bas et al. 2015). Le rapport Gallois montre ensuite que les entreprises industrielles françaises, faisant face à une double concurrence d'entreprises, soit produisant des biens plus haut de gamme (par exemple l'industrie allemande) soit à plus bas coûts (par exemple les pays

émergents), auraient voulu conserver leur compétitivité prix en réduisant leurs marges. Les marges des entreprises industrielles françaises ont en effet baissé de 30 % à 21 % entre 2000 et 2011 alors qu'elles ont augmenté de 7 % en Allemagne. Elles ont alors réduit leurs investissements et ont ainsi perdu en compétitivité hors-prix (qualité, service, retard en équipement numérique et robotisation, manque d'innovation...). L'industrie française aurait donc pris du retard par rapport à la montée en gamme, sauf pour quelques secteurs (luxe, pharmacie, nucléaire...).

Les prévisions de 2013 établissaient une baisse de l'investissement, augmentant encore le retard industriel et le déficit de la France. Face à cette « urgence », le rapport préconise 22 propositions dont celle de créer un « choc de compétitivité » afin de « décharger le travail dans l'entreprise du poids du financement d'une partie des prestations sociales » ainsi que de favoriser l'investissement pour encourager la montée en gamme de l'industrie française. Ce « choc de compétitivité » a consisté notamment en l'allègement des cotisations sociales employeur jusqu'à 3,5 SMIC. Ce haut seuil était défendu par la volonté d'atteindre des secteurs industriels à forte valeur ajoutée, dans lesquels les salaires sont élevés (bureaux d'étude, ingénierie, informatique, conseil...) et qui n'avaient pas encore été affectés par les vagues successives d'allègements mises en place depuis les années 90.

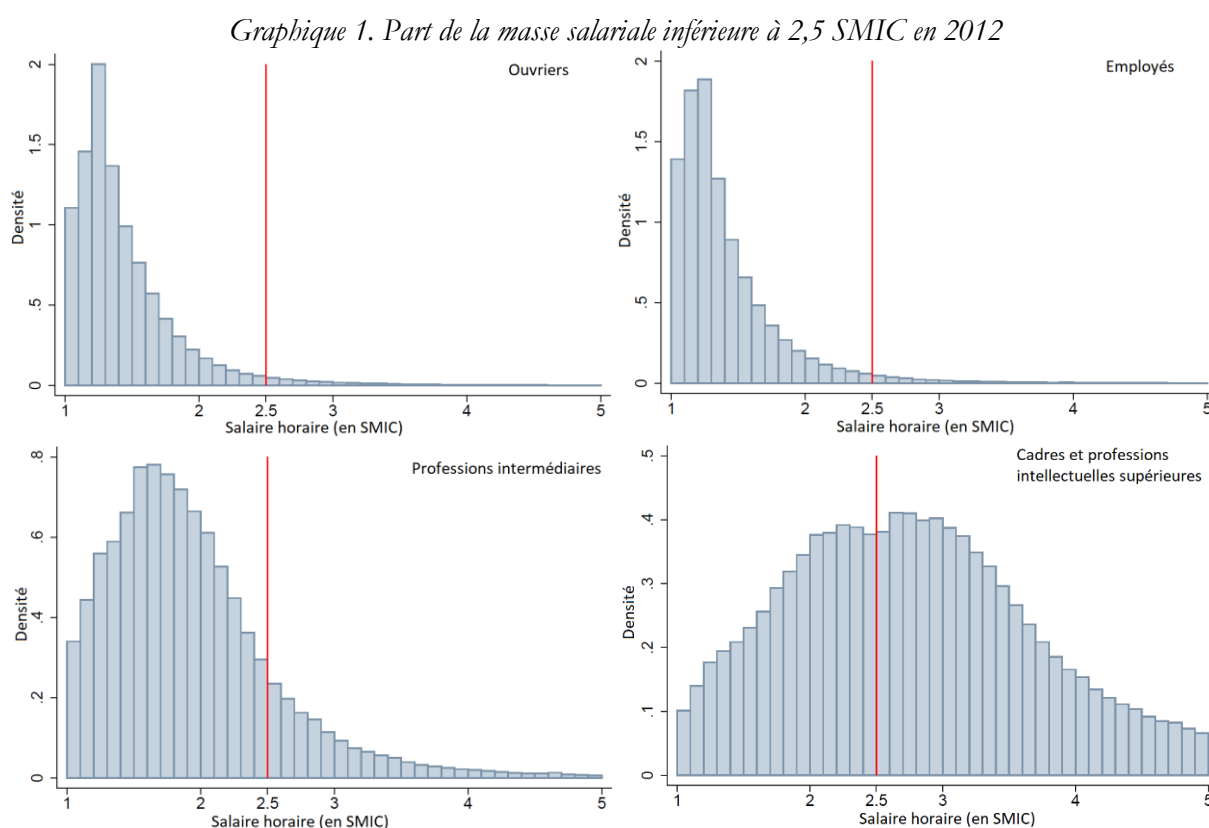
En novembre 2012, peu de temps après la remise du Rapport Gallois, le premier ministre Jean-Marc Ayrault annonça un ensemble de 35 mesures dans le cadre du « pacte de compétitivité » parmi lesquelles la création du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE), institué par la loi de finances rectificatives pour 2012 et entré en vigueur le 1er janvier 2013. Le CICE consiste en un crédit d'impôt sur les sociétés (IS) égal à 4 % de la masse salariale éligible en 2013 puis à 6 % de cette même masse salariale éligible à partir de 2014. La masse salariale éligible correspond à la somme des salaires bruts pour les rémunérations inférieures à deux fois et demie le salaire minimum horaire.

## **2.2 Barème et spécificités de la mesure**

Introduit le 1<sup>er</sup> janvier 2013, le CICE est proportionnel à la masse salariale des entreprises puisqu'il a été conçu pour diminuer le coût du travail. Alors que la plupart des entreprises peut en bénéficier, seuls certains employés y sont éligibles. En effet, le CICE s'applique uniquement aux employés payés moins de 2,5 fois le salaire minimum horaire. Pour les employés éligibles, il est égal à 4 % de la masse salariale en 2013, et 6 % de la masse salariale éligible en 2014 et 2015. En raison des contraintes dues aux bases de données, l'analyse suivante ne porte que sur l'évaluation du CICE jusqu'à 2015.

Avant 2013, d'importants allègements de cotisations salariales ont visé les plus bas salaires et atteignaient environ 26 points, en décroissant progressivement jusqu'à 1,6 SMIC. Le CICE, qui s'ajoute à ces différentes mesures et ne les remplace pas, est fixe jusqu'à 2,5 SMIC. Il comprend différentes caractéristiques majeures pour notre analyse :

Tout d'abord, le CICE ne cible pas uniquement les bas salaires. En effet, tous les salaires inférieurs à 2,5 SMIC sont éligibles pour bénéficier de la mesure, ce qui, en raison de la distribution des salaires en France, représente une part importante des employés. Le graphique 1 ci-dessous présente la part de la masse salariale éligible au CICE par catégorie socio-professionnelle. Les ouvriers et employés sont presque tous éligibles à la mesure, car très peu d'entre eux ont des salaires supérieurs à 2,5 SMIC. Il apparaît de plus qu'une part non négligeable des cadres et professions intermédiaires est aussi éligible à la mesure.



Source : DADS 2012.

Le CICE présente une discontinuité au niveau de 2,5 SMIC : si un employé est payé 2,49 SMIC, il rapportera à son employeur le maximum du crédit d'impôt (i.e. 4% de la masse salariale éligible en 2013 et 6% en 2014 et 2015), tandis que s'il est payé à hauteur de 2,51 SMIC, l'entreprise ne bénéficiera d'aucun crédit d'impôt. Ainsi, pour des entreprises avec des structures socio-professionnelles quasiment identiques, de faibles variations de salaires pourront se traduire en grandes variations d'intensités de traitements, si les employés sont payés au-dessus ou en-



dessous de 2,5 SMIC. Il existe donc d'importantes variations entre entreprise dans les montants de CICE perçus en proportions de la masse salariale (la marge intensive) selon la composition de la main-d'œuvre, bien qu'il n'en existe pas dans la marge extensive (quasiment toutes les entreprises bénéficient de la mesure).

Enfin, il apparaît clair que le CICE n'a pas pu être anticipé par les entreprises, tout comme le seuil fixé à 2,5 SMIC. Influencé par le rapport Gallois présenté plus haut, le CICE s'est en effet distingué des recommandations d'alléger les cotisations pour les salaires allant jusqu'à 3,5 SMIC (et non un crédit d'impôt jusqu'à 2,5 SMIC). En raison du coût d'une telle mesure et parce qu'elle allait à l'encontre de l'idée partagée par les économistes du travail, selon laquelle l'élasticité de l'emploi au coût du travail serait plus importante pour les bas salaires, cette recommandation n'a pas été suivie.

Par ailleurs, en tant que crédit d'impôt sur les sociétés, le CICE possède des particularités relatives à la temporalité de ses bénéfices (section 2.3) ainsi qu'à sa visibilité. Dans l'étude qualitative réalisée par le LIEPP de Sciences Po en réponse à l'appel à évaluation de *France Stratégie* remis le 29 septembre 2016, il résulte des entretiens que les gestionnaires d'entreprises ont du mal à prendre la mesure des effets du CICE. Plusieurs causes peuvent être explicitées.

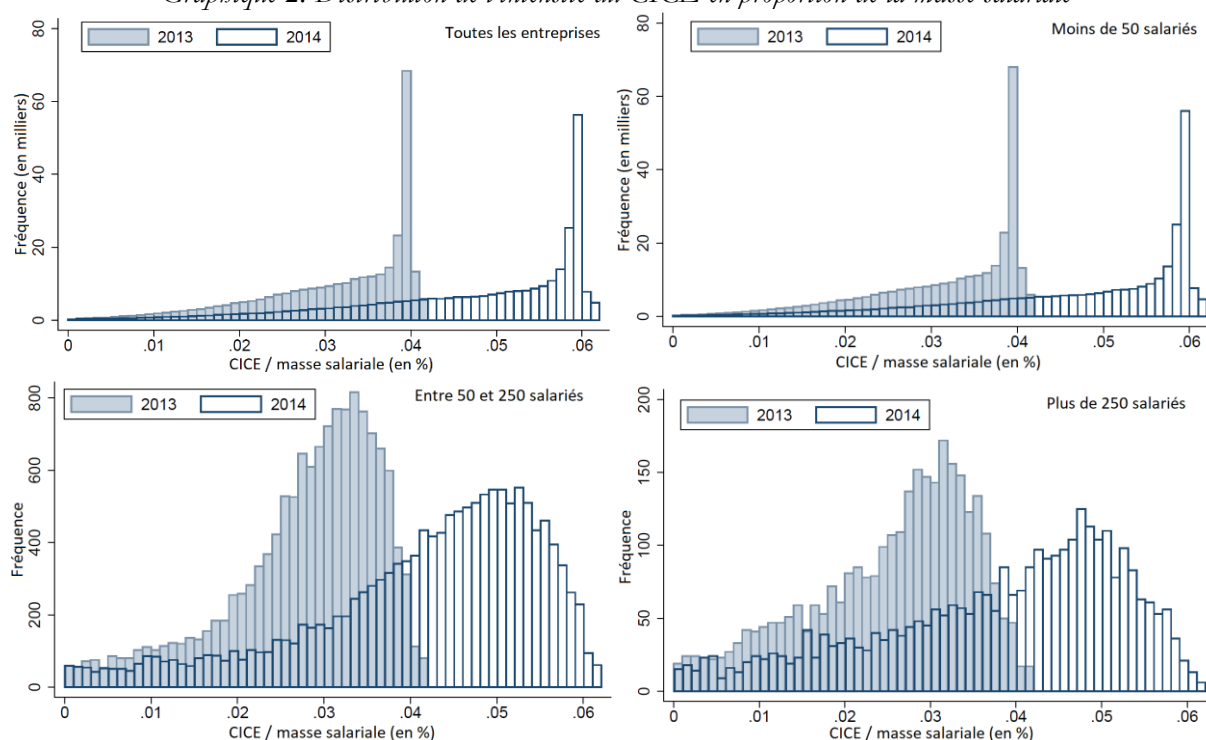
Tout d'abord, on peut noter le décalage entre le temps de la fiscalité et le temps des décisions de gestion. Les chefs d'entreprise ne prennent souvent conscience de l'effet du CICE qu'au moment de l'analyse comptable. Sauf quand l'entreprise utilise le préfinancement, le décalage temporel « déréalise » la ressource apportée par le CICE. Les entretiens montrent que ce phénomène fut particulièrement important lors de la première année, puisque les dirigeants n'ont pris conscience de la mesure qu'après coup. Le CICE est ainsi, pour beaucoup de dirigeants, perçu comme une manne qui n'arrive qu'à la fin et qui est difficilement prévue.

On peut enfin noter que l'usage du CICE est difficilement traçable en raison des larges objectifs qui lui sont attribués, des faibles contraintes liées à son attribution et au fait qu'il n'est pas destiné à un usage particulier. Depuis 2014, l'administration fiscale exige toutefois une explicitation des usages du CICE. Les ressources dégagées par le crédit d'impôt sont avant tout des ressources fongibles qui viennent améliorer les résultats. Les entreprises sont aussi invitées à exposer l'usage du CICE aux institutions du personnel si elles existent, et il ressort des entretiens que ces présentations relèvent plutôt d'une justification *a posteriori* sans qu'aucun réel contrôle ne puisse s'effectuer de la part des représentants du personnel.

## 2.3 Statistiques sur l'intensité de traitement

Comme nous l'avons constaté dans la section précédente, de petites différences dans la structure salariale d'entreprises ayant par ailleurs des tailles ou des structures socio-professionnelles similaires peuvent entraîner de grandes disparités dans les montants du CICE obtenus. Cela se reflète particulièrement dans le graphique 2 décrivant les variations de l'intensité du bénéfice du CICE en proportion de la masse salariale en fonction de la taille des entreprises. Le point d'accumulation au niveau du seuil maximum (4 % de la masse salariale en 2013 et 6 % en 2014) est observable sur l'ensemble des entreprises mais est dû uniquement à une forte concentration de très petites entreprises à ce niveau. Il signifie que dans un grand nombre de très petites entreprises, la totalité des salariés est rémunéré en dessous de 2,5 SMIC. L'intensité de CICE perçu connaît tout de même d'importantes variations, y compris parmi ces très petites entreprises. Pour les entreprises plus grandes, le point d'accumulation disparaît et la distribution de l'intensité du CICE en proportion de la masse salariale est étalée sur l'ensemble du spectre.

Graphique 2. Distribution de l'intensité du CICE en proportion de la masse salariale



Lecture : Ratio du droit au CICE (4 % puis 6 % de la masse salariale des salariés payés moins de 2,5 SMIC) sur la masse salariale totale.

Source : DADS et FARE 2013.

Dans le rapport qualitatif, il est apparu que le recours au CICE est devenu une évidence, alors qu'une étude faite en 2013 par KPMG et l'IFOP<sup>2</sup> montrait que le déficit d'information

<sup>2</sup> KPMG, « Baromètre sur le financement et l'accès au crédit des PME » KPMG/IFOP. Enquête réalisée auprès de 401 dirigeants d'entreprise (de 10 à 500 salariés), mai 2013.

permettait d'expliquer le non recours chez les PME. La communication gouvernementale qui s'est accrue autour de la mesure ainsi que le rôle des experts comptables permettent de revoir les conclusions de cette étude. En effet, il ressort des entretiens du rapport qualitatif que les experts-comptables des PME les ont « éduqué » au CICE, puisque certaines d'entre elles méconnaissaient au départ la teneur de la mesure. De plus, le relèvement du taux du crédit d'impôt de 4 % à 6 % en 2014 ainsi que la fluidité administrative suivant sa mise en œuvre ont largement contribué à son accessibilité. Du point de vue des PME et TPE, le bilan après trois années d'utilisation du CICE semble assez positif puisque le dispositif est désormais jugé relativement simple. Pour les plus grosses entreprises composées d'une main d'œuvre hétérogène allée à des structures de rémunérations plus complexes, le calcul du CICE a demandé un travail plus minutieux en amont, qui semble toutefois être désormais rodé.

Enfin, le CICE comporte des particularités quant à sa temporalité, qui peut être perçue différemment en fonction des types d'entreprises. Les entreprises peuvent en effet bénéficier d'une affectation sur leur IS l'année suivant l'exercice concerné par le crédit. En fonction des caractéristiques de l'entreprise, le surplus éventuel de crédit par rapport à l'IS dû est soit reporté soit remboursé. Un dispositif de cession de créance – le préfinancement – est organisé par la Banque publique d'investissement (BPI) et les banques commerciales pour permettre aux entreprises d'obtenir plus rapidement les liquidités correspondant au montant de CICE qu'elles doivent percevoir ultérieurement. Dans le rapport qualitatif réalisé par le LIEPP de Sciences Po, le préfinancement n'apparaît cependant pas comme un mécanisme attractif. Pour les très petites entreprises, le montant est jugé trop faible pour être intéressant, alors que les grosses entreprises saines n'en ont pas besoin. Le coût du préfinancement a souvent aussi été jugé comme trop excessif et il apparaît que les entreprises ne sont pas égales pour négocier les conditions financières de préfinancement. Les grosses entreprises peuvent en effet avoir recours à un appel d'offre, tandis que les plus petites ne sont pas libres de choisir leur interlocuteur bancaire ni de négocier les conditions du préfinancement. Pour toutes ces raisons, il ressort des entretiens que le préfinancement est utilisé par les entreprises les plus vulnérables et qui nécessitent des ressources financières immédiates.

### **3. Emplois**

Outre l'objectif d'améliorer la compétitivité des entreprises, le CICE a été instauré pour créer des emplois. L'emploi peut être comptabilisé de plusieurs manières : soit en considérant le nombre d'individus ayant un emploi (et ce quel que soit leur temps de travail), soit en nombre

d'emplois équivalent temps plein (ETP). Lors des rapports précédents, il est apparu peu de différences entre les résultats obtenus avec chacun des deux indicateurs d'emploi et nous nous focalisons sur les effectifs salariés des entreprises, soit le nombre de postes.

Plusieurs effets concernant l'emploi peuvent être attendus. Tout d'abord, la nette discontinuité de la mesure autour du seuil de 2,5 SMIC laisse à penser que certaines entreprises peuvent modifier leur comportement à l'embauche autour du seuil. En effet, le taux du CICE est constant pour les salaires inférieurs à 2,5 SMIC (4 % en 2013 et 6 % à partir de 2014) mais nul pour les salariés payés au-dessus de ce seuil. Un salarié payé 2,5 SMIC en 2014 faisait bénéficier à son employeur d'un crédit d'impôt annuel de 2 600 €. Si son salaire avait été supérieur à ce seuil, son employeur n'aurait perçu aucun crédit d'impôt. Par conséquent, les employeurs peuvent modifier leurs comportements d'embauche autour de ce seuil. Poussées à l'extrême, les réactions fortes des employeurs à l'embauche pourraient mener à des points d'accumulation juste avant deux fois et demie le salaire minimum (Saez, 2010). Toutefois, les différents entretiens issus du rapport qualitatif publié par le LIEPP en septembre 2016 (Carbonnier et al. 2016) suggéraient l'absence d'effet direct du CICE sur les salaires des nouveaux recrutés. Afin de vérifier ces analyses qualitatives, des méthodes graphiques et économétriques ont été utilisées.

Cependant, outre l'effet individuel provoqué par le CICE au travers de la relation entre l'employé et l'employeur, un effet plus diffus peut être attendu au niveau de l'emploi. Comme le CICE prend la forme d'un crédit d'impôt, et donc d'une ressource fongible, un effet sur l'emploi au niveau des entreprises est également possible. Cet effet est analysé par la méthode économétrique des doubles différences, qui compare les différences en matière d'emplois entre des entreprises plus ou moins exposées à la mesure avant et après son introduction.

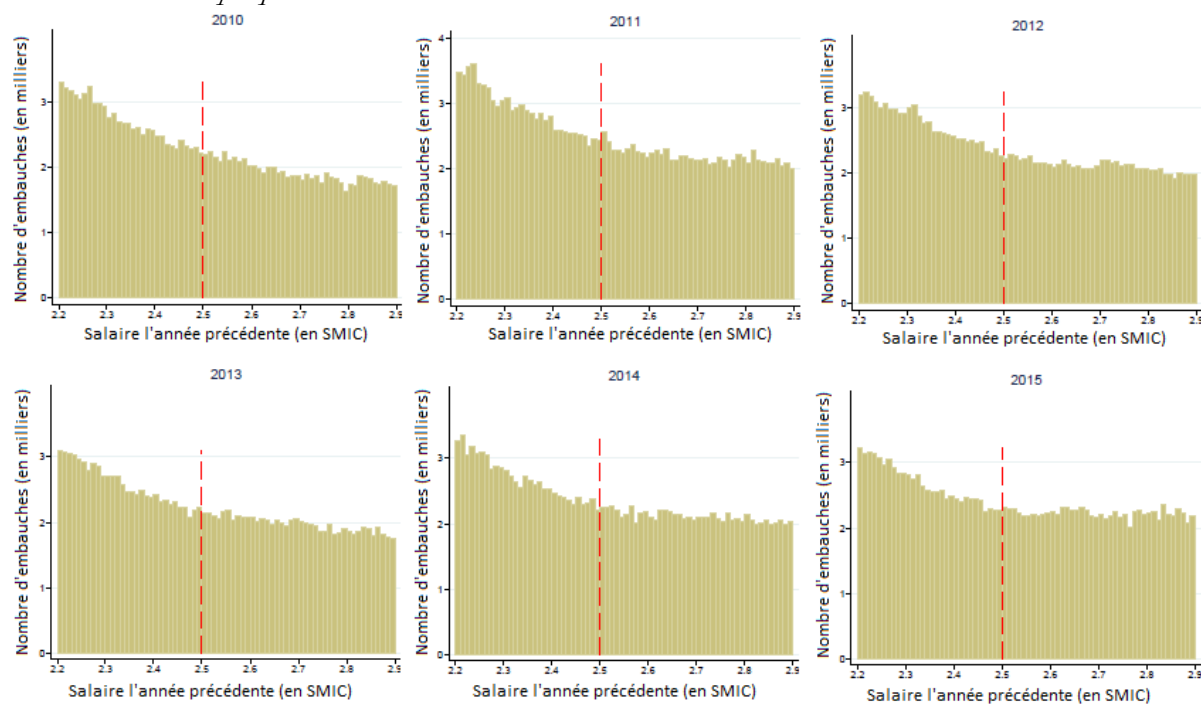
### **3.1 Distribution des nouvelles embauches**

L'effet de seuil très net du CICE autour de 2,5 SMIC est à l'origine de l'effet direct attendu par la mesure au niveau des emplois. Afin de vérifier si les employeurs ont effectivement cherché à embaucher autant que possible en-deçà du seuil défini par la mesure, il convient d'analyser les distributions des salaires des nouvelles embauches. En effet, si de tels comportements ont vu le jour, une déformation de la distribution des salaires des nouveaux embauchés est à attendre. Cette déformation pourrait prendre la forme de points d'accumulation avant ou autour du seuil de 2,5 SMIC (Saez, 2010) ou de discontinuité autour de ce même seuil (Carbonnier et al., 2014).

La distribution des salaires horaires des nouvelles embauches permet de mettre en lumière la répartition des types d'embauches, et de regarder si les nouveaux recrutements diffèrent en

termes salariaux de ceux réalisés avant l'introduction de la mesure. Nous n'observons aucune déformation de la distribution des salaires horaires à l'embauche autour du seuil de 2,5 SMIC entre 2010 et 2015 (graphique 3). De même, aucune déformation n'est apparue lors des tests similaires réalisés pour des sous-groupes (par taille et secteur d'entreprises ou en fonction des catégories socio-professionnelles des employés). Comme évoqué dans le rapport qualitatif, il semble que les décisions des nouvelles embauches des entreprises n'aient pas été affectées par la présence de la nette discontinuité du CICE.

Graphique 3. Distribution des salaires horaires à l'embauche entre 2010 et 2015



Source : DADS 2010-2015.

L'absence de points d'accumulation dans la distribution des nouvelles embauches sur le graphique 3 est confirmée par l'analyse économétrique. Nous avons adopté la méthode développée par Chetty et al. (2011) basée sur l'article de Saez (2010) pour détecter d'éventuelles accumulations dans la distribution des nouvelles embauches autour de 2,5 SMIC. La méthodologie est présentée plus en détails dans l'annexe B. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Intuitivement, l'estimateur d'accumulation donne le nombre de personnes en excédent par rapport à l'analyse contrefactuelle (basée sur l'ensemble de la distribution à l'exclusion des points proches de la discontinuité étudiée, ici 2,5 SMIC). Une valeur estimateur négative signifie qu'il y a une déformation à la baisse à proximité du seuil et un estimateur positif une déformation à la hausse. C'est ce dernier cas qui est attendu dans la fenêtre précédant le seuil de 2,5 SMIC, puisqu'il doit y avoir une surconcentration des embauches à des salaires inférieurs au seuil.

Tableau 1. Détection d'un point d'accumulation des nouvelles embauches en deçà du seuil du CICE

Année	Taille des entreprise			Type de contrats	
	Toutes	Grandes	Petites	CDD	CDI
2013	-0,0985 (0,3401)	-0,0217 (0,3219)	-0,2964 (0,6584)	-1,269 (1,043)	0,0978 (0,3306)
2014	0,5985 (0,4110)	0,7169* (0,4102)	0,3237 (0,6344)	0,3300 (0,718)	0,6429 (0,4152)
2015	0,0451 (0,3885)	0,2260 (0,4783)	-0,3544 (0,6503)	-2,141*** (0,6797)	0,4714 (0,3376)

Notes : les nouvelles embauches sont les employés pour lesquels le contrat débute au cours de l'année et qui n'étaient pas employés dans la même entreprise l'année précédente. La fenêtre d'estimation est [2,3-2,5].

Sources : DADS et FARE 2013-2015.

Le tableau 1 montre que l'estimateur d'accumulation n'est pas sensiblement différent de zéro entre 2013 et 2015, ce qui confirme l'absence d'accumulation autour de 2,5 SMIC. Il semble ainsi clair que les entreprises n'ont pas pris en compte le dispositif CICE lors de la détermination des salaires à l'entrée entre 2013 et 2015.

### 3.2 Effet du CICE sur l'emploi au niveau de l'entreprise

Le fait que les choix de niveau de salaire à l'embauche n'aient pas été modifiés par le CICE ne signifie toutefois pas que la mesure n'a eu aucun impact. En effet, les modifications financières que ce dispositif a impliquées ont pu modifier certains rapports de force ou générer un effet plus diffus au niveau de l'entreprise. Pour savoir si le CICE a eu des impacts en termes d'emplois, nous testons statistiquement (estimation en double différence) si des tendances dans les comportements des entreprises ont été modifiées. Le principe de l'estimation en double différence est de comparer l'évolution des variables d'intérêt des entreprises ayant bénéficié plus ou moins de la mesure en proportion de leur masse salariale (entreprises plus ou moins intensément traitées). Les entreprises « moins intensément traitées » constituent le contrôle qui doit jouer le rôle de contrefactuel, c'est-à-dire informer ce qu'aurait été l'évolution des entreprises « plus intensément traitées » si elles n'avaient pas bénéficié de la mesure.

Deux conditions sont nécessaires pour que la méthode soit valide. Tout d'abord, il faut s'assurer que l'intensité de traitement n'est pas due au comportement des entreprises que l'on cherche à mesurer (*conditions d'exogénéité du traitement*) ; si ce n'était pas le cas, on serait face à un problème de causalité inverse et on ne saurait pas si la corrélation mesurée signifie que le traitement a eu un impact sur les comportements. Pour s'assurer de l'exogénéité du traitement, nous calculons son intensité à partir des caractéristiques des entreprises avant la réforme (en 2012), soit avant qu'elles aient pu réagir au traitement.

Ensuite, il faut s'assurer que les entreprises du groupe de contrôle évoluaient avant la réforme de la même manière que les entreprises du groupe de traitement (*hypothèse de tendance*

*commune*) ; si ce n'était pas le cas, la corrélation mesurée pourrait ne pas être due au traitement mais simplement refléter une différence intrinsèque entre les groupes comparés.

Pour s'assurer de la tendance commune, nous regroupons les entreprises dans des cellules rassemblant celles ayant la même structure salariale en 2012, et spécifiquement la même part de masse salariale en dessous de 2,2 SMIC, entre 2,2 et 2,8 SMIC et au-dessus de 2,8 SMIC. Compte tenu de la définition des cellules, les variations dans l'intensité de traitement au sein des cellules ne proviennent que de différences faibles et locales dans les salaires autour du seuil d'éligibilité. Pour tester la validité de cette méthode, nous cherchons à mesurer la corrélation entre le traitement *ex-ante* de ces entreprises et certains indicateurs observables de leur performance économique (valeur ajoutée par travailleur, valeur des actifs, etc.). Cette corrélation disparaît à l'intérieur des cellules, ce qui montre que les cellules sont bien constituées d'entreprises similaires. Pour autant, il est notable qu'il reste d'importantes différences d'exposition au CICE à l'intérieur des cellules, ce qui signifie que cette méthode permet d'isoler des différences de traitement exogènes entre entreprises au comportement similaire. Nous testons la validité de l'hypothèse de tendance commune au sein des cellules, afin de vérifier que les entreprises du groupe de contrôle évoluaient avant la réforme de la même manière que les entreprises du groupe de traitement. La méthode de l'estimation en double différence et les tests de sa validité sont présentés de manière plus détaillée dans l'annexe C. Le tableau 2 présente les résultats pour les spécifications principales (toutes les autres spécifications peuvent être trouvée dans l'annexe économétrique, et donnent des résultats très similaires, démontrant la robustesse des résultats présentés ici).

Tableau 2. Impact du CICE sur l'ensemble des effectifs salariés

	Panel complet			Entreprises au moins 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC			Entreprises au moins 50 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Intensité de traitement (2013-2015)	-0,332 (0,206)	-0,289 (0,199)	-0,280 (0,194)	-0,446* (0,251)	-0,441* (0,244)	-0,454* (0,239)	-0,224 (0,361)	-0,169 (0,353)	-0,153 (0,349)
Observations	868462	744396	725712	170058	145764	141166	46417	39786	38234
Nombre d'entreprises	124066	124066	123021	24294	24294	24051	6631	6631	6548
R <sup>2</sup>	0,969	0,975	0,976	0,921	0,933	0,937	0,882	0,899	0,902
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010

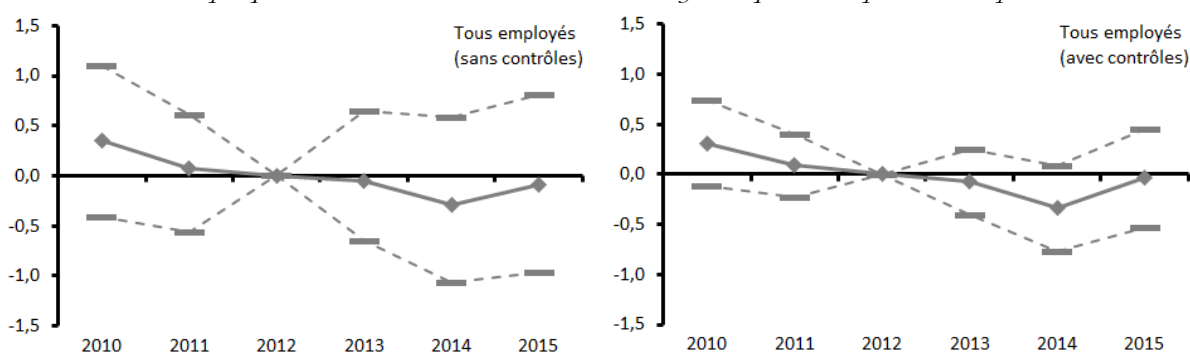
Notes : Chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Les résultats montrent des coefficients majoritairement non significatifs et relativement faibles. On peut donc en conclure que nous ne trouvons pas d'impact significatif du CICE sur

l'emploi. Ces résultats sont confirmés par les régressions par années dont les résultats sont présentés dans le graphique 4. Les résultats confirment bien l'absence d'impact du CICE sur l'emploi. En effet, on observe qu'aucun coefficient n'est significativement différent de zéro. Les différences d'emploi à l'intérieur des cellules entre entreprises qui seront différemment traitées par le CICE après 2013 sont très faibles avant 2012 (ce qui valide l'hypothèse de tendance commune) et restent très faibles après la réforme, ce qui indique une absence d'impact du CICE sur l'emploi.

Graphique 4. Tests de tendance commune et de dynamique de l'impact sur l'emploi



Notes : chaque graphique représente les résultats des coefficients (et de leur intervalle de confiance à 95 %) de la régression du logarithme du nombre de postes sur le croisement de la variable d'intensité de traitement avec les indicatrices années (en prenant 2012 comme référence). Chaque régression comprend un ensemble d'indicateurs croisés cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discretisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicateurs années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés moins de 1,5 fois le salaire minimum. Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
Sources : DADS, FARE 2009-2015.

En plus de ces estimations globales sur l'emploi, nous cherchons à savoir si les effets mesurés précédemment ne cachent pas un effet hétérogène en fonction des catégories socio-professionnelles. Nous réalisons pour cela une dichotomie par classe socio-professionnelle en séparant les ouvriers et les employés d'une part et les cadres, les professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires d'autre part (tableau 3).

Nous ne trouvons pas d'effet hétérogène en fonction des catégories socio-professionnelles. À part dans de très rares cas (où la significativité ne dépasse guère le seuil de 10 %), nos estimations ne donnent pas d'impact significatif du CICE, ni pour les ouvriers et les employés, ni pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires. Ainsi, nous trouvons que le CICE n'a eu aucun impact sur l'emploi, ou du moins aucun impact sur l'emploi d'entreprises similaires mais traitées différemment par la mesure (en raison du seuil de 2,5 SMIC).

Comme précédemment, nous testons également la tendance commune grâce à des régressions par année (graphique 5). Encore une fois, les coefficients restent très proches de zéro



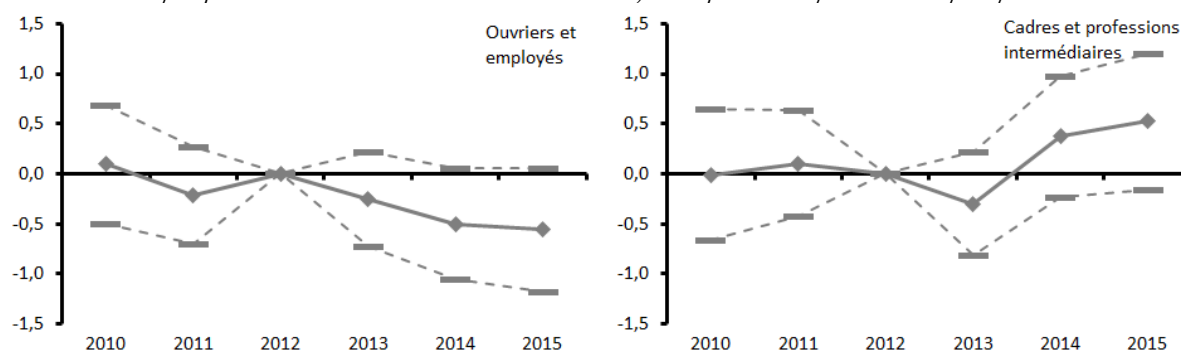
les années précédant la réforme, et ne sont pas significatifs après, ce qui indique une absence d'impact causal du CICE sur l'emploi.

Tableau 3. Impact du CICE sur les effectifs par catégorie socioprofessionnelle

	Panel complet			Entreprises au moins 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC			Entreprises au moins 50 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ouvriers et employés									
Intensité de traitement (2013-2015)	-0,524** (0,239)	-0,418* (0,233)	-0,395* (0,229)	-0,505* (0,290)	-0,377 (0,284)	-0,395 (0,282)	-0,595 (0,416)	-0,373 (0,410)	-0,333 (0,407)
Observations	832786	713700	696687	152084	130178	126374	38753	33156	31982
Nombre d'entreprises	121866	121414	120340	23056	22831	22565	6046	5951	5870
R <sup>2</sup>	0,960	0,966	0,967	0,885	0,898	0,901	0,839	0,857	0,861
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010
Cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires									
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
Intensité de traitement (2013-2015)	0,189 (0,260)	0,172 (0,253)	0,160 (0,252)	0,247 (0,304)	0,192 (0,296)	0,130 (0,296)	0,221 (0,409)	0,015 (0,403)	-0,073 (0,407)
Observations	725407	621144	604590	129763	110848	107049	33253	28366	27178
Nombre d'entreprises	111934	110457	109322	20616	20176	19911	5357	5201	5114
R <sup>2</sup>	0,943	0,950	0,952	0,928	0,937	0,939	0,896	0,909	0,910
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010

Notes: Chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01. Sources: DADS, FARE 2009-2015.

Graphique 5. Tests de tendance commune et de dynamique de l'impact sur l'emploi par CSP



Notes : chaque graphique représente les résultats des coefficients (et de leur intervalle de confiance à 95 %) de la régression du logarithme du nombre de postes sur le croisement de la variable d'intensité de traitement avec les indicatrices années (en prenant 2012 comme référence). Chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01. Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Par ailleurs, nous testons également s'il peut y avoir des impacts hétérogènes qui s'annuleraient. Pour ce faire, nous regardons d'abord les salaires moyens des femmes et des

hommes séparément. Puis nous coupons l'échantillon en deux selon plusieurs caractéristiques : le secteur et la taille de l'entreprise (tableau 4) puis le pouvoir de monopsonie et le statut d'exportateur de l'entreprise (tableau 5). Pour calculer le pouvoir de monopsonie, nous calculons un indice de Hirschman-Herfindahl à partir des postes salariés du secteur industriel dans la zone d'emploi. Nous séparons ensuite l'échantillon entre les entreprises dans des zones d'emploi ayant un indice de concentration supérieur ou inférieur à la médiane.

*Tableau 4. Impact hétérogène du CICE sur l'emploi (genre du salarié, secteur et taille de l'entreprise)*

	Genre du salarié		Secteur de l'entreprise						
	Femmes	Hommes	Industrie			Services			
			Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-	
CICE	0.217	-0.149	1.306**	0.628	0.747	-0.510**	-0.159	-0.460	
(2013-2015)	(0.220)	(0.211)	(0.547)	(0.851)	(0.685)	(0.232)	(0.337)	(0.281)	
R <sup>2</sup>	0.961	0.964	0.981	0.959	0.973	0.977	0.949	0.966	
Observations	572937	628855	105035	93075	103857	464007	404532	438536	
Entreprises	107093	114066	17961	16700	17865	79329	73000	76972	

	Taille de l'entreprise								
	Moins de 9 salariés			10-49 salariés			plus de 50 salariés		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	-0.167	0.192	-0.192	0.695	-1.641	3.136	7.139	3.260	1.175
(2013-2015)	(0.186)	(0.242)	(0.221)	(1.891)	(2.826)	(2.498)	(8.295)	(11.93)	(10.40)
R <sup>2</sup>	0.959	0.925	0.947	0.970	0.970	0.975	0.991	0.988	0.990
Observations	670657	549932	641204	53255	52341	53080	7524	7488	7524
Entreprises	118139	104319	115378	10549	10420	10530	1375	1367	1375

Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

*Tableau 5. Impact hétérogène du CICE sur l'emploi (pouvoir de monopsonie et exportateur)*

	Pouvoir de monopsonie					
	Au-dessous de la médiane			Au-dessus de la médiane		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	-0.371	0.440	-0.035	-0.410	0.085	-0.573
(2013-2015)	(0.299)	(0.334)	(0.349)	(0.298)	(0.474)	(0.349)
R <sup>2</sup>	0.972	0.944	0.968	0.973	0.940	0.963
Observations	297649	303327	263286	263903	150518	271960
Entreprises	50558	55405	45362	44645	27688	47234

	Statut d'exportateur					
	Non exportateur			Exportateur		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	-0.154	0.195	-0.092	-0.254	0.186	-0.823
(2013-2015)	(0.202)	(0.265)	(0.239)	(0.624)	(0.805)	(0.777)
R <sup>2</sup>	0.974	0.943	0.966	0.978	0.964	0.966
Observations	591759	480117	569358	125686	116012	119229
Entreprises	100316	87586	98230	21328	20373	20744

Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Aucun impact hétérogène ne semble apparaître, les coefficients étant non significatifs pour tous les sous-échantillons. La seule dichotomie qui semble faire apparaître est celle du secteur industriel, on trouve un impact positif dans l'industrie et négatif dans les services sur l'ensemble des postes salariés. Toutefois, ces résultats ne se retrouvent ni pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires, ni pour les ouvriers et employés et cet effet apparent n'est donc que faiblement robuste.

Il ressort de l'ensemble de cette partie sur l'analyse de l'impact du CICE sur l'emploi, que cet impact n'a pas été suffisant lors des trois premières années après la réforme pour être décelable économétriquement. Nous n'observons ainsi ni réaction au niveau des employés individuels ni au niveau des entreprises.

## **4. Salaires**

De la même manière que pour la section précédente, l'effet de seuil très important généré par le CICE peut laisser à penser qu'un effet sur les salaires est à prévoir, tant au niveau individuel qu'au niveau de l'entreprise. Tout d'abord, la large discontinuité du dispositif autour de 2,5 SMIC pourrait amener les employeurs à ne pas accorder d'augmentations ou à limiter les primes accordés à leurs employés permanents, afin que ces derniers soient toujours éligibles au CICE. Afin de mettre en lumière ce genre de comportement, nous regardons les croissances salariales des salariés restés deux années consécutives dans la même entreprise, sur le même poste, pour tester l'effet de la mesure sur les décisions d'augmentation. De la même manière que dans la section précédente, nous cherchons à observer si des déformations autour de 2,5 SMIC sont apparues.

Un autre effet du CICE peut toutefois être attendu au niveau des salaires, en ce qui concerne le partage des revenus de l'entreprise avec les salariés. Puisque les ouvriers rémunérés en dessous de 2,5 SMIC ouvrent des droits à leur employeur, on peut se demander si les gains globaux de CICE sont partagés avec l'ensemble du personnel, indépendamment de la position des salaires individuels par rapport à la mesure. Pour évaluer l'effet sur la globalité des rémunérations des salariés, nous avons, comme pour la section précédente, utilisé des estimations en double différence.

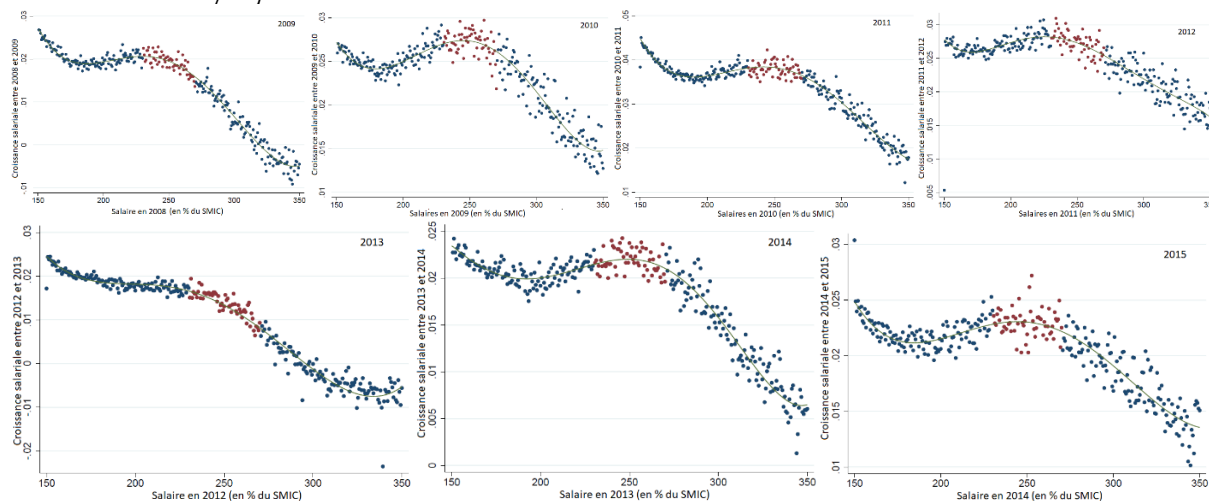
### **4.1 Distribution des hausses de salaire**

De la même manière que pour la section 3.1, la nette discontinuité de la mesure autour du seuil de 2,5 SMIC laisse à penser que les employeurs peuvent être particulièrement réticents à

augmenter les salaires des employés situés autour du seuil. Le rapport qualitatif émis par le LIEPP fait d'ailleurs mention d'un chef d'entreprise ayant décidé de suspendre les primes suite à l'introduction du CICE afin de ne pas dépasser le seuil de 2,5 SMIC pour certains salaires. Toutefois, il apparaît que ce comportement est relativement marginal.(section 2.2). Notre analyse concerne ici la croissance du salaire horaire des salariés à temps plein restés dans la même entreprise deux années consécutives. Nous analysons les distributions de ces croissances salariales et testons l'existence de déformations autour de 2,5 SMIC.

Les diagrammes de distribution (graphique 6) représentant la croissance du salaire horaire selon le salaire initial entre 2009 et 2015 montrent l'absence de déformation autour du seuil de 2,5 SMIC. Les graphiques de distribution des croissances horaires des salaires pour les années suivant l'introduction de la mesure sont en effet extrêmement similaires à ceux des années la précédant, et ne présentent pas de déformation autour de 2,5 SMIC. L'année 2013 peut toutefois apparaître comme légèrement différente en raison de la décroissance des salaires supérieurs à 2,5 SMIC. Ce déclin peut s'expliquer par le ralentissement du cycle économique, que l'on constate également pour l'année 2009.

Graphique 6. Distribution de la croissance des salaires horaires entre 2009 et 2015



Source : DADS 2010-2015.

Cette absence de déformation est testée économétriquement avec une méthode proche de celle utilisée pour les nouvelles embauches (section 3.1) et explicitée en détail dans l'annexe B. Nous testons la présence d'une déformation de la distribution de la croissance des salaires à l'intérieur d'une fenêtre autour du seuil. Nous interpolons la courbe de croissance des salaires en fonction des salaires initiaux en excluant les observations autour du seuil de 2,5 SMIC (dans la fenêtre de 2,3 à 2,7 SMIC). Nous tirons de ce modèle une prédiction de la croissance des salaires à l'intérieur de la fenêtre d'exclusion, notée  $\hat{g}$ . Nous comparons cette prédiction à la croissance

des salaires observée  $\bar{g}$  et testons si cette différence est significativement différente de zéro (tableau 6). Un ralentissement de la croissance salariale spécifiquement autour du seuil de 2,5 devrait conduire à un coefficient de test  $\hat{g} - \bar{g}$  significativement positif, car la croissance observée serait inférieure à la croissance prédite.

Les différences entre ces deux variables sont très proches de zéro pour toutes les années entre 2010 et 2015, et il n'apparaît pas de différence entre les années avant ou après la mise en place du CICE. Le test économétrique confirme ainsi l'absence de déformation de la distribution des croissances de salaires autour du seuil. L'écart entre la croissance moyenne prédite et observée est non significatif pour toutes les années à l'exception de 2013. On constate néanmoins pour cette année-là que l'écart est négatif alors que le raisonnement exposé ci-dessus aurait prêté à penser à une différence positive – croissance salariale observée inférieure à celle prédite.

*Tableau 6. Détection de la déformation de la croissance salariale autour du seuil à 2,5 SMIC*

Année	Croissance prédite ( $\hat{g}$ )	Croissance observée ( $\bar{g}$ )	Différence ( $\hat{g} - \bar{g}$ )	T-value $\frac{\hat{g} - \bar{g}}{\hat{\sigma}(\hat{g} - \bar{g})}$
2010	0,0271138	0,02708109	0,0000327	0,09829361
2011	0,03805844	0,0378623	0,00019614	0,95101296
2012	0,02702376	0,02733229	-0,00030853	-1,13346826
2013	0,01222401	0,01386887	-0,00164486***	-13,5871677
2014	0,02161248	0,02186428	-0,0002518	-0,9726448
2015	0,02267238	0,0229675	-0,00029512	-1,78913024

Notes :  $\hat{g}$  est la croissance salariale prédite à l'intérieur de la fenêtre entre 2,3 et 2,7 SMIC à partir de l'interpolation sur les points extérieurs à cette fenêtre ;  $\bar{g}$  est la croissance salariale observée dans cette fenêtre.

Sources : FARE, DADS Postes.

Toutefois, si le CICE n'a pas modifié de manière discontinue les décisions salariales à proximité du seuil de 2,5 SMIC, cela ne veut pas forcément dire que les salariés n'ont pas bénéficié du crédit d'impôt à travers des hausses de salaires. Il est envisageable que les réductions d'impôts engendrées par le CICE aient été en partie partagées avec l'ensemble du personnel, indépendamment de leur éligibilité à la mesure. Par conséquent, la suite de ce rapport se concentre sur l'estimation de l'impact du CICE en termes de salaires au niveau des entreprises, et non plus au niveau individuel.

## 4.2 Partage des revenus de l'entreprise avec les salariés

Nous testons si le CICE a eu un effet sur la globalité des rémunérations des salaires en suivant la méthode de double-différence présentée dans la section 3.2 et en l'appliquant au salaire horaire moyen dans l'entreprise pour les employés à temps plein. Le tableau 7 présente ainsi les résultats des spécifications centrales dans trois cas selon qu'on regarde l'ensemble de l'échantillon

ou uniquement les entreprises ayant au moins 30 % (respectivement 50 %) de leur masse salariale dans la fenêtre autour du seuil.

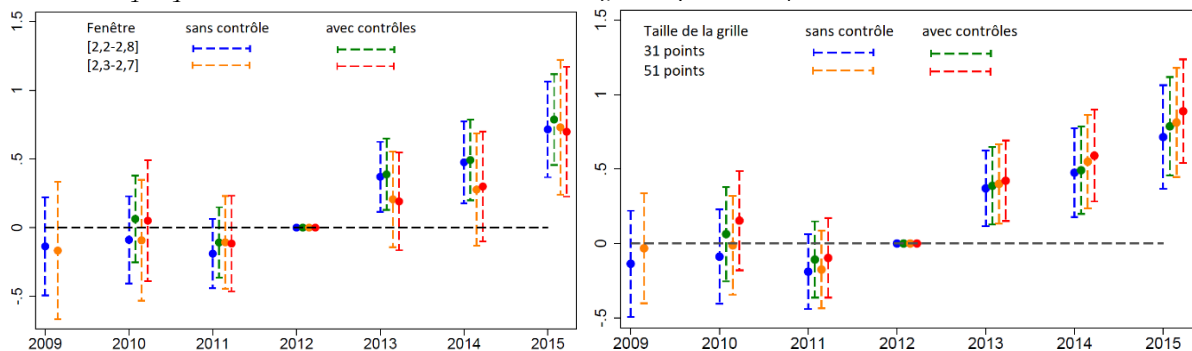
Tableau 7. Impact du CICE sur les salaires moyens de l'ensemble des salariés

	Panel complet			Entreprises au moins 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC			Entreprises au moins 50 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Intensité de traitement (2013-2015)	0,443*** (0,0757)	0,438*** (0,0734)	0,409*** (0,0687)	0,517*** (0,0936)	0,493*** (0,0909)	0,453*** (0,0850)	0,620*** (0,134)	0,601*** (0,131)	0,568*** (0,122)
Observations	818097	704953	688243	157830	136206	132139	42982	37071	35713
Nombre d'entreprises	123453	123382	122261	24181	24166	23897	6609	6606	6515
R <sup>2</sup>	0,912	0,921	0,927	0,820	0,834	0,845	0,721	0,738	0,758
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010

Notes: Chaque régression comprend un ensemble d'indicateurs croisés cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discretisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicateurs années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources: DADS, FARE 2009-2015.

Graphique 7. Tests de tendance commune et de dynamique de l'impact du CICE sur les salaires



Notes : chaque graphique représente les résultats des coefficients (et de leur intervalle de confiance à 95 %) de la régression du logarithme du salaire horaire moyen des CDI à temps plein deux années de suite sur le croisement de la variable d'intensité de traitement avec les indicateurs années (en prenant 2012 comme référence). Chaque régression comprend un ensemble d'indicateurs croisés cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discretisées en 31 ou 51 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicateurs années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01.

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Nous trouvons un effet positif de la mesure sur le salaire horaire moyen. De manière rassurante, nous constatons aussi que ni l'inclusion de contrôles ni la restriction du panel n'affectent sensiblement les estimations, ce qui confirme la robustesse de nos résultats. La méthode en double-différence calcule un effet moyen sur la période post-réforme. Il est cependant possible que l'effet du CICE sur les salaires prenne un certain temps avant d'être perçu. Pour évaluer la dynamique de l'incidence salariale mais aussi pour tester l'hypothèse de tendance commune, nous présentons des estimations par année (graphique 7), en se concentrant sur les entreprises à forte source de variation, c'est-à-dire celle ayant plus de 50% de leur masse

salariale comprise dans la fenêtre de 2,2 à 2,8 SMIC, et nous testons différentes spécifications en termes de finesse de la grille de construction des cellules d'appariement et de présence ou non de contrôles.

Les courbes ont le même profil quel que soient les spécifications retenues. Tout d'abord, elles confirment que notre stratégie d'identification réussit à valider l'hypothèse de tendance commune. Les estimations par année avant la réforme ne sont pas significativement différentes de zéro. De plus, ces coefficients sont pratiquement identiques en 2010 et 2011, et très proches de zéro. Le coefficient devient ensuite positif à partir de 2013 et augmente régulièrement pour atteindre environ un peu plus de 0,5 en 2015. Alors que l'horizon temporel est assez court (3 ans après la réforme), nous pouvons confirmer que l'effet de la politique s'est assez rapidement développé et a pris de l'ampleur au cours des années 2014 et 2015.

Toutefois, l'effet moyen trouvé sur les salaires ne signifie pas que l'effet est homogène pour tous les employés. Les estimations au niveau individuel montrent que l'effet n'est pas dû à un partage individuel avec l'employé qui a permis d'obtenir le crédit d'impôt. L'effet est diffusé pour les employés, qu'ils ouvrent ou non droit à la mesure. Un effet de ce type a été mis en évidence par Saez et al. (2017) dans le cas de la Suède où une politique de réduction des charges sociales sur les jeunes travailleurs semble avoir permis d'augmenter les salaires des travailleurs plus âgés.

Les effets moyens estimés peuvent cacher une hétérogénéité, en fonction d'autres caractéristiques des employés, comme le pouvoir de négociation. Il s'agit donc désormais d'étudier les différences d'effet du CICE au niveau du salaire entre les catégories socio-professionnelles (tableau 8).

Les résultats pour les différentes spécifications sont très proches les uns des autres, ce qui confirme encore la robustesse des valeurs estimées. L'effet du CICE sur le salaire des ouvriers et des salariés n'est pas significatif et très proche de zéro. Cependant, l'impact de la mesure sur les salaires des cadres et professions intermédiaires est significativement positif. Il apparaît que, malgré le fait qu'ils sont moins susceptibles d'être éligibles à la mesure, les employés ayant un statut socioprofessionnel plus élevé peuvent bénéficier d'une plus large part de CICE. Comme précédemment, nous avons réalisé des études d'événement pour confirmer l'hypothèse de tendance commune avant la réforme et pour tester les dynamiques post-réforme (graphique 8). Nous retrouvons une stabilité des coefficients à proximité de zéro avant la réforme, à la fois pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires que pour les ouvriers et employés, ce qui confirme la validité de l'hypothèse de tendance commune. De plus, on observe une stagnation des coefficients y compris après la réforme pour les ouvriers et

employés, alors qu'on les voit se relever pour devenir significativement positifs pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires. Par conséquent, seuls ces derniers bénéficient de l'effet du CICE sur les salaires. Étant donné qu'ils sont moins susceptibles que les ouvriers et employés d'être éligible à la mesure (car moins susceptibles d'être payés en-dessous de 2,5 SMIC comme le montre le graphique 1), ces résultats suggèrent qu'il y a un effet indirect de la mesure qui se répartit entre les salariés en fonction de leurs caractéristiques propres mais non de leur éligibilité au CICE.

Tableau 8. Impact du CICE sur les salaires moyens par catégorie socioprofessionnelles

Ouvriers et employés									
	Panel complet			Entreprises au moins 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC			Entreprises au moins 50 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CICE	-0,0152 (0,0821)	-0,0384 (0,0802)	-0,0474 (0,0776)	-0,0123 (0,108)	-0,0295 (0,106)	-0,0478 (0,103)	-0,0668 (0,174)	-0,0526 (0,168)	-0,0871 (0,163)
R <sup>2</sup>	0,871	0,883	0,888	0,852	0,865	0,870	0,848	0,863	0,869
Observations	730984	629670	616093	118140	101725	99010	28191	24199	23379
Entreprises	114849	114017	112906	19973	19596	19346	4969	4824	4739
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010
Cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires									
	Panel complet			Entreprises au moins 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC			Entreprises au moins 50 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CICE (2013-2015)	0,348*** (0,108)	0,437*** (0,103)	0,437*** (0,102)	0,393*** (0,125)	0,438*** (0,120)	0,420*** (0,118)	0,584*** (0,168)	0,593*** (0,159)	0,605*** (0,157)
R <sup>2</sup>	0,848	0,862	0,866	0,803	0,820	0,826	0,734	0,755	0,765
Observations	630626	542251	528764	109649	94346	91246	28134	24199	23245
Entreprises	104786	102936	101702	19169	18699	18407	4994	4859	4760
Contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Année initiale	2009	2010	2010	2009	2010	2010	2009	2010	2010

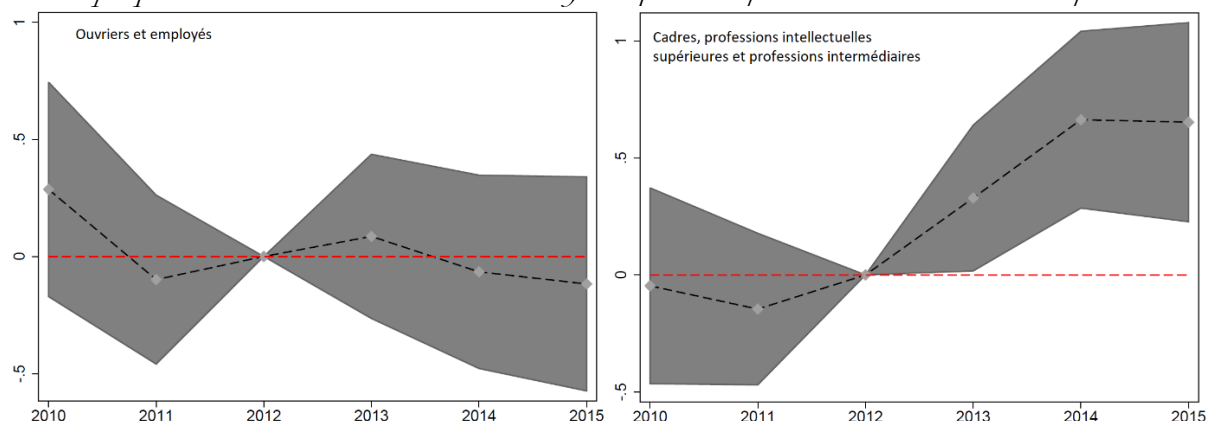
Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicateurs croisés cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicateurs années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés moins de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

L'impact important du CICE observé sur les salaires des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires n'est pas paradoxal. Si on suit l'hypothèse d'une hausse des salaires du fait d'un partage de rente – hypothèse notamment défendue par Saez *et al.* (2017) dans le cas suédois en étudiant comment un allègement de cotisations sur les jeunes salariés uniquement avait eu pour conséquence d'augmenter aussi le salaire des salariés les plus âgés – un allègement de prélèvement obligatoire conduit à des hausses de salaires en fonction des pouvoirs de négociation des salariés. Or, les pouvoirs de négociation des cadres et professions intermédiaires sont plus importants que ceux des ouvriers et des employés, lesquels sont plus fortement contraints par la législation sur le salaire minimum et les accords collectifs.



Graphique 8. Tests de tendance commune et de dynamique de l'impact du CICE sur les salaires par CSP



Notes : chaque graphique représente les résultats des coefficients (et de leur intervalle de confiance à 95 %) de la régression du logarithme du salaire horaire moyen des CDI à temps plein sur le croisement de la variable d'intensité de traitement avec les indicatrices années (avec contrôles par indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année ainsi que les valeurs retardées des valeur ajoutée par travailleur, valeur des actifs immobilisés et croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 SMIC). Les cellules sont définies dans une grille de 31 points des valeurs de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 SMIC. Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Comme pour le cas de l'étude de l'emploi, nous avons réalisé des estimations séparées par sous-échantillons dans le but de tester d'éventuels effets hétérogènes, en plus de ceux liés à la catégorie socioprofessionnelle. Pour se faire, nous regardons d'abord les salaires moyens des femmes et des hommes séparément. Puis nous coupons l'échantillon en deux selon plusieurs caractéristiques : le secteur et la taille de l'entreprise (tableau 9) puis le pouvoir de monopsonie et le statut d'exportateur de l'entreprise (tableau 10).

Tableau 9. Impact hétérogène du CICE sur les salaires (genre du salarié, secteur et taille de l'entreprise)

	Genre du salarié		Secteur de l'entreprise						
	Femmes	Hommes	Industrie			Services			
			Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-	
CICE	0,299***	0,457***	0,153	0,582*	-0,223	0,462***	0,427***	-0,047	
(2013-2015)	(0,097)	(0,087)	(0,207)	(0,339)	(0,215)	(0,082)	(0,112)	(0,096)	
R <sup>2</sup>	0,907	0,924	0,917	0,854	0,892	0,932	0,865	0,882	
Observations	572937	628855	103201	85998	98801	434720	354788	375096	
Entreprises	107093	114066	17988	16024	17594	78052	68401	70370	
Taille de l'entreprise									
	Moins de 9 salariés			10-49 salariés			plus de 50 salariés		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	0,396***	0,414***	-0,039	0,224	0,437	0,301	0,729	7,104**	0,458
	(0,066)	(0,098)	(0,075)	(0,612)	(1,028)	(0,646)	(2,283)	(3,500)	(2,459)
R <sup>2</sup>	0,920	0,861	0,877	0,974	0,903	0,947	0,984	0,939	0,971
Observations	634275	475468	561298	51932	50285	52119	7422	3500	7375
Entreprises	177275	96527	107701	10466	10156	10474	1369	1349	1365

Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discretisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum. Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$ . Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Graphique 10. Impact hétérogène du CICE sur les salaires (pouvoir de monopsonne et exportateur)

	Pouvoir de monopsonne					
	Au-dessous de la médiane			Au-dessus de la médiane		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	0,413***	0,411***	-0,099	0,366***	0,676***	0,029
(2013-2015)	(0,106)	(0,137)	(0,118)	(0,108)	(0,198)	(0,121)
R <sup>2</sup>	0,933	0,874	0,890	0,915	0,866	0,897
Observations	278427	258234	233327	250083	129951	232554
Entreprises	50165	50881	42674	44375	25370	43333

	Statut d'exportateur					
	Non exportateur			Exportateur		
	Tous	CSP+	CSP-	Tous	CSP+	CSP-
CICE	0,417***	0,450***	-0,021	0,231	-0,040	-0,404
(2013-2015)	(0,072)	(0,109)	(0,081)	(0,214)	(0,307)	(0,260)
R <sup>2</sup>	0,915	0,857	0,884	0,947	0,879	0,890
Observations	562084	416134	504869	118243	104193	103839
Entreprises	99685	80771	92278	21209	19633	19316

Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discretisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum. Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01. Sources : DADS, FARE 2009-2015.

Le pouvoir de monopsonne ni le secteur industriel ne semblent jouer sur l'incidence du CICE. En revanche, si les femmes aussi bénéficient du CICE, elles semblent en bénéficier moins que les hommes, mais cela peut être dû à un effet de composition que nous n'avons pas pu tester. En revanche, le statut d'exportateur semble jouer puisque la hausse des salaires ne s'observe que pour les entreprises vendant uniquement en France. Il est possible que les possibilités de partage de rentes soient plus faibles pour les exportateurs, soumis à la concurrence internationale.

Concernant la forme de ces augmentations salariales, nous ne sommes pas en mesure de différencier les primes et les salaires de base dans nos bases de données. Des hypothèses peuvent cependant être émises au regard de notre enquête qualitative. Il ressort en effet des entretiens qu'en ce qui concerne la politique de rémunération, les décisions sont freinées par la crainte que le dispositif disparaisse rapidement. Le lien entre CICE et augmentation salariale n'a donc rien de mécanique et si nos interlocuteurs pensent qu'il y a eu dans certains secteurs (comme celui des services) des augmentations salariales directement liées à la mesure, ils avancent qu'elles ont surtout pris la forme de primes afin de ne pas produire d'effets d'irréversibilité en cas de suppression de la mesure.

## 5. Conclusion

Notre évaluation a pour but de mettre en lumière les effets du CICE sur les salaires et sur l'emploi. Notre analyse empirique s'appuie sur la discontinuité générée au niveau du seuil

d'éligibilité de la mesure, à savoir 2,5 SMIC et sur l'utilisation de plusieurs bases de données. Pour mener à bien notre analyse quantitative, deux stratégies d'identification sont mises en œuvre. Au niveau individuel, nous analysons la déformation potentielle de la distribution des salaires autour de la discontinuité, pour confirmer les résultats obtenus dans l'analyse qualitative publiée le 29 septembre 2016 par le LIEPP de Sciences Po. Au niveau des entreprises, nous effectuons des estimations en double différence en fonction du montant de crédit d'impôt escompté en fonction de la structure salariale antérieure à la réforme. Pour exploiter la variation aléatoire de l'intensité de traitement, nous regroupons les entreprises dans des cellules où elles ont presque toutes la même fonction de distribution des salaires autour du seuil d'éligibilité (entre 2,2 et 2,8 SMIC). Nos résultats montrent qu'il n'y a eu aucune incidence sur les salaires au niveau individuel, ni pour les employés permanents, ni pour les nouveaux employés. Cependant, les employeurs n'ont pas profité pleinement du CICE qui a été redistribué en partie à leurs employés, indépendamment de leur éligibilité individuelle à la mesure. Nos estimations suggèrent qu'en moyenne pour 1 euro de CICE obtenu, environ 50 centimes sont reversés aux salariés. Cependant, ces effets de redistribution ne sont pas les mêmes pour toutes les catégories socioprofessionnelles. Les cadres, les professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires ont bénéficié d'une augmentation de salaire significative et importante, tandis que les ouvriers et salariés n'en ont pas eu. Nos résultats mettent donc en lumière le rôle des entreprises (et leur mécanisme interne de négociation salariale) comme un canal clé de la transmission des changements de politique fiscale et des inégalités du marché du travail.

## 6. Références bibliographiques

- Alvaredo, F., Breda, T., Roantree, B. and Saez, E. (2017). Contribution ceilings and the incidence of payroll taxes. *The Economist*, 165 (2), 129–140.
- Auten, G. and Carroll, R. (1999). The effect of income taxes on household income. *The Review of Economics and Statistics*, 81 (4), 681–693.
- Brunhes B. (1993). Choisir l'emploi, rapport du groupe Emploi de préparation du XIe Plan, Commissariat général du Plan, La Documentation française.
- Bas M., Mayer T., Thoenig M. (2015) "From micro to macro: demand, supply, and heterogeneity in the trade elasticity", Discussion Paper 10637, CEPR.
- Carbonnier C., Direr A., Slimani-Houti I. (2014) "Do Savers Respond to Tax Incentives? The Case of Retirement Savings", *Annals of Economics and Statistics*, Vol. 113-114, pp. 225-256.
- Carbonnier C., Palier B., Zemmour M. (2016) "Tax cuts or social investment? Evaluating the

opportunity cost of French employment strategy” Cambridge Journal of Economics, prepublication en ligne.

Charpin J.-M., (1992). L'économie française en perspective, rapport du groupe Perspectives économiques du XIe Plan, Commissariat général du Plan, La Documentation française.

Chetty, R., Friedman, J. N., Olsen, T. and Pistaferri, L. (2011). Adjustment costs, firm responses, and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from danish tax records. *The quarterly journal of economics*, 126 (2), 749–804.

Crépon, B. and Desplatz, R. (2001). Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires. *Economie et statistique*, 348 (1), 3–34.

Gallois L. (2012). Pacte pour la compétitivité de l'industrie française, La Documentation française.

Malinvaud E. (1998). Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique, la Documentation française.

Saez E. (2010) “Do Taxpayers Bunch at Kink Points?”, *American Economic Journal : Economic Policy*, Vol. 2, pp. 180-212.

Saez, E., Schoefer, B., and Seim, D. (2017). “Payroll taxes, Firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden”, NBER Working Paper, No. 23976.

## A. Présentation des bases de données

L'analyse quantitative repose sur l'exploitation de trois bases de données administratives, construites à partir des remboursements des entreprises à la Direction générale des finances publiques (DGFIP) et à l'institution en charge de collecter les contributions sociales (ACOSS). De plus, la DGFIP construit depuis l'introduction du CICE une base de données contenant spécifiquement le montant ainsi que l'utilisation du CICE au niveau des entreprises (base de données MVC). En collaboration avec l'Insee, elle fournit également une base de données sur la comptabilité des entreprises (base de données FARE). L'ACOSS fournit également en association avec l'Insee une base de données sur les travailleurs et les salaires en observant les contrats salariaux (base de données DADS). Nous avons eu accès à l'ensemble de ces bases de données pour les années 2009 à 2015 (le contenu des bases de données FARE a changé entre les millésimes 2008 et 2009).

### A.1 Mouvements de créances (MVC)

La DGFIP a construit de manière spécifique un fichier MVC - mouvements de créance - informant les initialisations des droits de CICE des entreprises. Cette base, créée au départ pour le millésime 2013, comporte cinq variables pour l'ensemble des entreprises susceptible 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 déposée auprès des services fiscaux ; *augmentation*, les ajustements à la hausse étant donné 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 microentreprises 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 microentreprises.

Les initialisations, en plus d'être très variables, représentent des montants relativement faibles pour les entreprises : elles ont dépassé 1 % du chiffre d'affaires pour seulement un quart des entreprises en 2013 et moins de la moitié en 2014 (ce qui illustre également l'augmentation des CICE entre 2013 et 2014). De plus, la perception de ces montants demeure très étalée dans le temps en raison de la nature du crédit d'impôt du CICE.

## A.2 FARE

Les informations générales sur la structure de production des entreprises et leurs bénéficiaires sont présentés 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 modifiée en 2011.

Cette base de données couvre l'ensemble des entreprises (y compris les entreprises sans salariés) à l'exception du secteur financier et des exploitations agricoles. Nous l'avons utilisée pour définir les caractéristiques principales des entreprises, en termes de main d'œuvre, de productivité (valeur ajoutée divisée par main d'œuvre moyenne) et le stock de capital (actifs corporels et incorporels)<sup>1</sup>.

Toutefois, cette base de données présente un handicap. 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 profilée. Nous ne considérons pour elles que le SIREN individuel.

---

<sup>1</sup> A noter que l'information sur les bénéficiaires est également disponible mais n'est pas suffisamment fiable pour être utilisée comme variable dépendante puisque les entreprises peuvent comptabiliser différemment le CICE (déduction des coûts de main-d'œuvre, subventions d'exploitations ou déduction de l'IR). Ainsi, les différentes mesures du résultats (EBIT, EBITDA, Résultat opérationnel) peuvent ou non prendre en compte le CICE en fonction de l'entreprise.

### **A.3 Déclarations annuelles de données sociales (DADS)**

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 socio-professionnelles, types de contrats... 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 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, en ce qui concerne les hausses de salaires, nous avons opéré de deux manières, selon le niveau de l'analyse. Pour l'analyse individuelle, nous considérons la distribution des salaires des nouveaux embauchés ainsi que le taux de croissance des salaires horaires pour les employés restés deux années consécutives dans la même entreprise. Au niveau des entreprises, afin de saisir les changements dus uniquement aux variations salariales et non dus aux variations dans la structure salariale de l'entreprise, nous avons seulement calculé le salaire moyen des contrats permanents à temps plein.

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 est définie comme "toute la rémunération reçue par l'employé en vertu de son contrat de travail, avant déduction des cotisations obligatoires", elle comprend 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. Cependant, dans

l'analyse empirique nous nous sommes seulement concentrés sur le salaire moyen des personnes possédant un contrat permanent. De plus, comme il l'a été dit plus haut, nous sommes en mesure de prédire très précisément le montant de CICE auquel les entreprises peuvent prétendre, ce qui prouve la fiabilité des données utilisées dans le cadre de notre analyse.

Afin de mener à bien notre stratégie d'identification, il est nécessaire de pouvoir mesurer le CICE potentiel auquel une entreprise aurait droit avant la mise en œuvre effective de la réforme, en fonction de sa structure productive. Cependant, cela n'est pas possible sur la base des données fiscales effectives, qui ne collectaient pas ces informations avant 2013. Cependant, la base de données DADS nous permet d'approcher ces valeurs grâce aux données précises relatives à la structure salariale des entreprises. Il est en effet possible de calculer la part de la masse salariale inférieure à 2,5 SMIC et d'établir ainsi un CICE potentiel<sup>2</sup>. Le calcul du CICE potentiel établi entre les années 2013 à 2015 (en fonction de la structure salariale passée) est très proche des montants de CICE initialisés par les départements fiscaux et présentés dans la base de données MVC (comme le montre le tableau 12 dans l'annexe C présentant la stratégie d'identification).

#### **A.4 Construction de la base de données finale**

Les trois bases de données précédentes ont été fusionnées pour construire la base de données finale. 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 3 bases (DADS-FARE-MVC) sont conservées.

Nous avons ensuite réalisé deux sélections. Tout d'abord, nous avons uniquement gardé les entreprises ayant au moins un emploi équivalent temps plein (ETP) au cours de l'année, pour ne pas être biaisé par des coquilles vides. Nous avons également exclu les entreprises situées dans les percentiles extrêmes du taux de marge, de l'intensité du capital et de la croissance des salaires. Ensuite, nous avons construit la base de données du panel sur la période 2010-2015. Il y a un peu moins de 330 000 entreprises dans la base de données finale utilisée pour réaliser les estimations. Ces sélections nuisent peu à la représentativité générale et, mis à part le cas des très petites entreprises, nous gardons toujours près de 90 % de masses en jeu (emploi, chiffre d'affaire, etc.

---

<sup>2</sup> Des indicateurs de structures salariales similaires peuvent être également construits à d'autres seuils (en particulier à 1,5 SMIC) afin de mieux appréhender la distribution des salaires dans les entreprises.



tableau 11). Le cas des très petites entreprises est particulier en ce qui comporte également des entreprises sans salariés, qui ont été exclues du panel.

*Tableau 11. Impact des restrictions sur la représentativité de l'échantillon*

	Avant restrictions	Après restrictions	Proportion retenue
<b>Taille des entreprises</b>			
Toutes	506 284	328 674	65 %
Moins de 9 salariés	389 096	223 696	58 %
10 - 49 salariés	96 118	86 019	90 %
50 - 249 salariés	17 294	15 550	90 %
Plus de 250 salariés	3 776	3 409	90 %
<b>Emplois</b>			
Tous	24 653 759	21 153 865	86 %
Cadres et intermédiaires	4 935 202	4 114 310	83 %
Ouvriers et employés	12 763 123	11 177 540	88 %
<b>Autres</b>			
Chiffre d'affaire	2,69e+12	2,12e+12	79 %
Masse salariale	339e+9	288e+9	85 %
<i>dont éligible</i>	208e+9	186e+9	90 %

## B. Stratégie d'identification au niveau des salariés

Le CICE présentant une forte discontinuité au seuil de 2,5 SMIC pour chaque salarié individuel, la théorie économique s'attend à ce que les réactions des acteurs sur le marché du travail conduisent à des déformations de la structure des salaires autour de ce seuil. Nous mettons en place des méthodes économétriques pour tester l'existence de telles déformations. Ces méthodes, bien que très voisines, diffèrent légèrement selon que l'on regarde la distribution des salaires à l'embauche et celles des croissances salariales des salariés stables. En effet, pour la première, on s'attend à un déplacement des embauches le long de la distribution des salaires, alors que pour la seconde on s'attend à une moindre croissance salariale au voisinage du seuil.

### B.1 Évaluer la déformation de la distribution de salaires à l'embauche

Pour les salaires à l'embauche, il convient de mesurer si un déplacement des embauches a eu lieu, avec moins d'embauches au-dessus du seuil de 2,5 SMIC et plus en dessous. Théoriquement, on devrait avoir un point d'accumulation juste avant le seuil et un creux après. Pour le vérifier, nous nous plaçons au niveau d'observation des intervalles fins de salaires  $i$ , indexés de telle sorte que la discontinuité soit en 0 (en l'occurrence des intervalles de 0,75 % du

SMIC, des tests de robustesses sont faits avec d'autres intervalles et donnent les mêmes résultats). Nous régressons ensuite le nombre d'embauches  $C_i$  dans chaque intervalle  $i$  sur un polynôme des différences de salaires  $Z_i$  avec la discontinuité, ainsi que des indicatrices des intervalles dans la zone d'accumulation  $[-R, 0]$ . Nous faisons des tests de robustesse avec  $R = 0,1$  à  $0,5$  SMIC, la spécification centrale présentée dans le texte considère un intervalle d'accumulation entre  $2,3$  et  $2,5$  SMIC ( $R = 0,2$ ). Nous utilisons ensuite les coefficients – sans prendre en compte les indicatrices de la zone d'accumulation – pour calculer une distribution contrefactuelle des embauches  $\hat{C}_i^0$ , en ajustant l'ensemble pour que le nombre total d'embauches soit le même dans la distribution contrefactuelle que dans la distribution effective. Cet ajustement est opéré seulement à droite du seuil (là où les embauches sont censées avoir diminué pour être relocalisées en dessous du seuil), par itérations successives de la régression jusqu'à trouver un point fixe des coefficients polynomiaux. La différence d'embauche dans la zone d'accumulation est alors notée :

$$\hat{B}_N = \sum_{i \in [-R, 0]} (C_i - \hat{C}_i^0)$$

Et l'estimateur final, dont l'écart type est calculé par *bootstrap*, est :

$$\hat{b} = \frac{\hat{B}_N}{\frac{1}{R+1} \sum_{i \in [-R, 0]} \hat{C}_i^0}$$

Il donne le nombre d'embauches en excès dans la zone d'accumulation, en proportion de la densité contrefactuelle d'embauches au seuil. L'interprétation de cet estimateur est qu'il y a effectivement accumulation dans la zone analysée s'il est positif et qu'il y a au contraire un manque d'embauches dans la zone s'il est négatif.

## B.2 Évaluer la déformation de la distribution des croissances salariales

La mesure de la déformation des distributions des croissances salariales est similaire tout en étant plus simple du fait qu'il n'y a pas de problème de réallocation des embauches de droite à gauche du seuil. Nous nous focalisons sur les salariés stables et mesurons leur croissance salariale. Nous régressons ensuite la croissance salariale moyenne  $g_i$  dans chaque intervalle  $i$  sur un polynôme des différences de salaires  $Z_i$  avec la discontinuité, ainsi que des indicatrices des intervalles de la zone de déformation potentielle  $[-R, R]$ . Nous faisons des tests de robustesse avec  $R = 0,1$  à  $0,5$  SMIC, la spécification centrale présentée dans le texte considère un intervalle d'accumulation entre  $2,3$  et  $2,7$  SMIC ( $R = 0,2$ ). Nous utilisons ensuite les coefficients – sans prendre en compte les indicatrices de la zone de déformation – pour calculer une croissance

salariale contrefactuelle  $\hat{g}$  dans la zone de déformation, que nous comparons à la croissance salariale effective  $\bar{g}$  dans cette zone.

## C. Stratégie d'identification au niveau des entreprises

Afin de détecter un impact potentiel sur les salaires et les emplois, nous avons adopté une stratégie différente de l'analyse individuelle. Puisqu'un très grand nombre d'entreprises bénéficient de la mesure – seules les entreprises sans aucun employé payé en dessous de 2,5 SMIC ne sont pas traitées, et ces dernières ne sont presque jamais comparables à celles traitées – l'identification ne repose pas sur les variations de traitement dans la marge extensive (presque toutes les entreprises bénéficient du CICE), mais sur les variations de traitement dans la marge intensive (l'importance du CICE dans la structure de coût de l'entreprise est bien plus disparate). L'intensité de traitement est mesurée comme le ratio de CICE auquel l'entreprise a droit en proportion de sa masse salariale, que nous nommons taux effectif de CICE.

De manière évidente, le taux effectif de CICE est fortement lié au comportement des entreprises, et il n'est pas possible d'estimer directement l'impact causal du taux effectif de CICE et du salaire horaire moyen. Le but de cette stratégie d'identification est de distinguer un écart exogène de CICE entre des entreprises comparables, qui peuvent être utilisées comme contrefactuelles les unes pour les autres. L'exogénéité est obtenue en imputant la mesure sur la structure salariale des firmes avant son introduction. La validité de l'analyse contrefactuelle repose quant à elle sur la correspondance entre les cellules autour du seuil de la discontinuité.

### C.1 Mesure de l'intensité de traitement ex-ante

Le CICE a été conçu pour qu'une entreprise qui connaît une « mauvaise » année et qui réduit ses salaires au temps  $t$  reçoive un montant de crédit d'impôt plus élevé. Afin de corriger ce problème de causalité inverse, une solution courante utilisée dans la littérature économique 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. La même méthode, à savoir utiliser la structure productive les années précédant la réforme a été utilisée par Crépon et Desplatz (2001) pour évaluer l'impact des premiers allègements de cotisations sociales en France ou plus récemment en Suède (Saez et al., 2017).

Dans notre cas, nous considérons le ratio d'éligibilité, c'est-à-dire la part de la masse salariale éligible à la mesure en 2012, l'année précédant l'introduction de la mesure, comme un indicateur du taux d'éligibilité effectif. La relative stabilité de la structure salariale de production et des salaires assure un lien fort entre cette l'exposition de cette mesure *ex-ante* et l'actuelle, *ex-post*. L'utilisation du ratio d'éligibilité permet d'éviter le problème de la causalité inverse. Nous construisons l'intensité de traitement de traitement prédite en fonction de la structure des salaires d'avant la réforme (2012) :

$$Z_i = \left( \sum_{j \in i} w_{j0} h_{j0} \right)^{-1} \sum_{j \in i} w_{i0} h_{i0} \mathbb{I}(w_{i0} < 2,5 * \text{SMIC}_0) * \tau \quad (1)$$

$w_{j0}$  et  $h_{j0}$  représentent respectivement le salaire horaire et les heures travaillées pour l'employé  $j$  dans l'entreprise  $i$  pendant l'année précédant la réforme.  $\tau$  est une variable qui ne change pas dans le temps et fixée pour refléter le taux moyen de crédit d'impôt sur la période (la moyenne de 4% en 2013, 6% en 2014, 6% en 2015 nous donne 5,33%). Il est intéressant de vérifier dans quelle mesure le montant prédit s'accorde avec le montant réel de crédit d'impôt demandé. En utilisant les données sur le CICE initialisées chaque année de 2013 à 2015 selon les enregistrements fiscaux de la base de données du MVC, nous construisons la variable endogène selon la formule :

$$D_{it} = \left( \sum_{j \in i} w_{jt} h_{jt} \right)^{-1} CICE_{it}$$

Dans notre cas, la stabilité relative de la structure des salaires dans le temps assure un haut niveau de pouvoir explicatif. En effet, les régressions du traitement effectif (crédit d'impôt effectivement initialisé par les entreprises en 2013 selon le MVC) sur l'instrument (c'est-à-dire les crédits d'impôt prédits selon la masse salariale inférieure à 2,5 SMIC l'année précédant la réforme), révèlent la puissance prédictive de notre instrument (tableau 12).

Tableau 12. Régressions des intensités de CICE effectifs sur les instruments pour 2013 et 2014

	Intensité de traitement effective en 2013	Intensité de traitement effective en 2014
Instrument prédit sur les DADS 2012	0,776*** (0,002)	0,754*** (0,002)
R <sup>2</sup>	0,316	0,370
Observations	336 297	336 297

Notes : chaque régression comprend un ensemble d'indicatrices croisées cellules x taille x secteur x année. Les cellules sont définies dans une grille selon la valeur de la fonction de répartition des salaires en 2012 à 2,2 et 2,8 fois le salaire minimum (discrétisées en 31 valeurs). Les contrôles retardés comprennent la valeur ajoutée par travailleur, la valeur des actifs immobilisés et le croisement d'indicatrices années avec la part de la masse salariale constituée par les employés payés mois de 1,5 fois le salaire minimum, Les écarts types robustes sont entre parenthèses : \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p < 0,01.

Sources : DADS, FARE et MVC 2012-2014.

Le coefficient est toujours significatif et très proche de 1, quand bien même ces régressions comportent le jeu complet de contrôle et d'effets fixes. Ainsi, l'instrument basé sur la répartition des salaires l'année précédant la réforme est un bon prédicteur de l'intensité de traitement effectif, tout en restant exogène à la mesure, qui a été décidée et annoncée en toute fin d'année 2012.

## C.2 Double différence et correspondance dans les cellules

Le principe général de l'estimation en double différence est de comparer l'évolution d'entreprises traitées et d'un groupe de contrôle (entreprises non traitées) avant et après la réforme. Pour ce faire, nous opérons une régression en panel avec des effets fixe, une variable de temps muette et une autre interagissant avec le groupe traité. Comme le groupe de contrôle n'est pas composé d'entreprises qui ne bénéficient pas du crédit d'impôt (marge extensive) mais plutôt d'entreprises moins intensivement traitées (marge intensive), nous interagissons la variable muette avec le « temps de traitement » (c'est-à-dire le crédit que les entreprises pourraient obtenir compte tenu de leur structure de production les années précédant la réforme) noté  $Z_i$ , tel que défini dans l'équation (1). Ceci est résumé dans l'équation 3 ci-dessous :

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \alpha_{st} + \beta * T_{it} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Y_{it}$  correspond aux résultats de l'entreprise (salaires, emplois) pour les entreprises  $i$  au temps  $t$ ,  $T_{it} = Z_i \mathbb{I}\{t \geq 2013\}$  est la réduction prévue des coûts de travail, lorsque  $Z_i$  est défini tel que dans l'équation (1) ci-dessus.  $X_{it}$  est un vecteur de contrôles observables décalés qui vont être progressivement inclus dans la spécification. Le terme  $\alpha_i$  correspond aux effets fixes « entreprises » et  $\alpha_{st}$  aux effets fixes « cellule x année ».

Comme mentionné dans l'introduction, ces cellules sont au centre de notre analyse empirique puisqu'elles sont définies de manière à isoler la variation dans l'exposition au traitement, due à des différences locales au niveau de la distribution salariale des entreprises autour du seuil de 2,5 SMIC – par opposition aux différences d'exposition au traitement, dues à des différences dans la part des employés rémunérés au niveau du salaire minimum dans les différentes entreprises. Les coefficients  $\beta$  peut être interprété comme des semi-élasticités de la variable  $Y_{it}$  par rapport au taux de crédit d'impôt.

Comme mentionné ci-dessus, nous définissons les cellules pour qu'à l'intérieur de celles-ci les entreprises jouent le rôle de contrefactuel les unes pour les autres. Ces cellules regroupent des entreprises dont les fonctions de répartition (CDF) des salaires sont presque égales autour de 2,5 SMIC. Pour créer ces cellules, nous calculons d'abord pour chaque entreprise la part de la masse salariale située entre 2,2 et 2,8 SMIC l'année précédant l'introduction de la mesure :  $Z(2,2)_{i,2012}$  et

$Z(2,8)_{i,2012}$ . Ensuite, nous discrétisons ces deux variables sur la base d'une grille de 31 points (des spécifications alternatives sont également réalisées sur la base de grilles de 11, 21, 51 points). Enfin, nous avons défini les cellules en interagissant les variables muettes relatives aux années avec les deux variables CDF discrétisées.

Dans toutes les cellules, les entreprises ont la même part de masse salariale située en-deçà de 2,2 SMIC, entre 2,2 et 2,8 SMIC et au-dessus de 2,8 SMIC. Ainsi, la différence dans l'intensité de traitement de ces entreprises est seulement due à la distribution de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC, en relation avec le seuil de 2,5 SMIC.

En introduisant l'effet fixe cellule x année, nous sommes en mesure de calculer l'équation (2) en utilisant la variation du traitement induite par la variation idiosyncrasique de la distribution des salaires autour du seuil. Nous soulignons ici que l'affectation aux cellules est uniquement déterminée par la distribution salariale avant l'introduction de la mesure et que l'indice  $t$  est ajouté à l'effet fixe des cellules uniquement parce que nous faisons interagir l'affectation des cellules (invariable dans le temps) avec les indicateurs d'année. Enfin, dans le but d'augmenter encore la fraction de la variation de traitement axée sur la discontinuité au seuil de 2,5 SMIC, nous effectuons également nos estimations sur un sous-ensemble d'entreprises avec une part importante (30 % en réalité) de leur masse salariale située entre 2,2 et 2,8 SMIC et nous effectuons enfin des estimations alternatives sur des entreprises dont au moins 50 % des employés ont un salaire situé dans la fenêtre allant de 2,2 à 2,8 SMIC.

### C.3 Évaluer la validité du plan de recherche

Si la variation dans le traitement *ex-ante* est effectivement aléatoire au sein de chaque cellule, sa corrélation intra-cellule avec une mesure prédéterminée de la performance économique devrait être faible. Nous considérons la valeur ajoutée par employé et la valeur des actifs immobilisés avant l'introduction de la mesure et nous calculons la corrélation avant et après en prenant en compte les effets fixes sectoriels et des cellules en 2012, l'année précédant la réforme (tableau 13).

Tableau 13. Corrélation entre l'intensité de traitement les variables de contrôles

	Nombre d'entreprises	Covariance inconditionnelle	Effets fixes secteurs x taille	Effets fixes Cellules
Covariance[ $Z_i$ ; (VA/L) $_i$ ]	344 439	-0,3637	-0,2858	-0,0065
Covariance[ $Z_i$ ; salaire moyen]	344 439	-0,7930	-0,7393	-0,0432
Covariance[ $Z_i$ ; actifs]	344 439	-0,1493	-0,0898	-0,0035

Notes : Les cellules sont définies en fonction des valeurs de la fonction de répartition des salaires à 2,2 et 2,8 SMIC, selon une grille à 31 intervalles par côté.

Sources : DADS et FARE 2012.

Nous pouvons constater que si le contrôle des effets fixes secteurs affecte à peine la corrélation entre les covariables et le traitement, l'inclusion des effets fixes des cellules est en revanche très efficace pour la corriger.

La source de variation dans l'intensité du traitement ne doit pas seulement être exogène mais elle doit aussi être suffisamment importante pour estimer l'effet du CICE. Par conséquent, nous vérifions que les effets fixes des cellules laissent une grande variation de l'intensité du traitement entre les entreprises dont la masse salariale est similairement concentrée entre les salariés rémunérés entre 2,2 et 2,8 SMIC. Le tableau 14 montre que les cellules absorbent une grande partie de la variation de traitement parmi l'ensemble des entreprises présentes dans l'échantillon équilibré, mais qu'une part assez élevée de la variation est présente à l'intérieur des cellules pour les entreprises ayant une part importante de travailleurs située dans la fenêtre.

Tableau 14. Variation du traitement inter- et intra-cellules

Part de la masse salariale dans la fenêtre 2,2-2,8 SMIC	Nombre d'entreprise	Ecart-type du traitement	Part de la variance intra-cellule		
			11 points	21 points	31 points
Toutes les entreprises	333 725	0.943 %	8.6 %	7.9 %	7.8 %
Supérieure à 30 %	30 723	1.077 %	50.0 %	49.3 %	49.9 %
Supérieure à 50 %	8 397	1.212 %	75.2 %	73.6 %	73.1%

Notes : Les cellules sont définies en fonction des valeurs de la fonction de répartition des salaires à 2,2 et 2,8 SMIC, selon une grille à respectivement 11, 21 et 31 intervalles par côté.

Sources : DADS et FARE 2012.

Ces deux tableaux valident notre stratégie d'identification dans le sens où il reste une variation de l'intensité de traitement assez importante à l'intérieur des cellules (un écart-type de plus d'un demi pourcent pour les entreprises avec plus de 30 % de leur masse salariale entre 2,2 et 2,8 SMIC pour un traitement maximum de 6 %), qui n'est pas corrélée avec d'autres variables de performances des entreprises.

Pour vérifier *ex post* que notre méthode capte correctement les différences intrinsèques entre les entreprises avant l'introduction de la réforme, un test habituel consiste à opérer des régressions par année (y compris les années pré-traitement), comme présenté dans l'équation (3).

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \alpha_{it} + \sum_{[d=2009-2015]} \beta_d Z_{it} \mathbf{1}_{[d=t]} + X'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

En plus de mesurer la dynamique l'impact temporel de la réforme (impact complet à partir de la première année suivant la réforme ou ajustement progressif entre 2013 et 2015), ces estimations nous permettent de détecter si des différences intrinsèques avaient lieu avant l'introduction de la réforme entre des entreprises plus ou moins intensivement traitées. L'hypothèse de tendance commune se trouve validée si les coefficients  $\beta_d$  avant la réforme ( $d < 2012$ ) sont ne sont pas significativement différent de zéro.