

Évaluation du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi

Synthèse des travaux d'approfondissement



ÉVALUATION DU CRÉDIT D'IMPÔT POUR LA COMPÉTITIVITÉ ET L'EMPLOI

Synthèse des travaux d'approfondissement

Antoine Naboulet
Adam Baïz
Guilhem Tabarly





TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	5
INTRODUCTION	9
CHAPITRE 1 – LES EFFETS DU CICE AU NIVEAU MICROÉCONOMIQUE : APPROFONDISSEMENTS ET EXTENSION À L'ANNÉE 2016	13
1. Une approche renouvelée de la mesure du CICE et de ses bénéficiaires..	14
1.1. Une nouvelle prise en compte des groupes fiscaux bénéficiaires	14
1.2. Une meilleure mesure de la masse salariale des entreprises	16
1.3. Un approfondissement des tests de robustesse	17
2. Des effets sur l'emploi et les salaires globalement conformes aux précédentes études	19
3. Des effets différenciés selon les sous-populations	22
3.1. Des effets différents entre groupes fiscaux et entreprises indépendantes ?	22
3.2. Quels effets selon la part de bas salaires dans les entreprises ?	24
CHAPITRE 2 – L'ANALYSE DU CICE AU NIVEAU MACROÉCONOMIQUE	27
1. Une approche ex post originale s'appuyant sur données macrosectorielles	27
2. Des effets sectoriels globalement convergents avec les analyses micro-économétriques	30
2.1. Des effets sur l'emploi et les salaires.....	30
2.2. Des effets plus complexes sur les exportations, les prix et l'investissement	34
3. De la quantification des effets au bouclage macroéconomique	37
3.1. Les hypothèses tirées de l'analyse sectorielle	37
3.2. Simulation avec bouclage macroéconomique.....	38

ANNEXES	43
Annexe 1 – Composition du comité de pilotage technique	45
Annexe 2 – Composition des équipes TEPP et OFCE	47
Annexe 3 – Rapports de lecture sur l'étude finale de l'équipe TEPP	49
Annexe 4 – Rapports de lecture sur l'étude finale de l'équipe OFCE	57



RÉSUMÉ

Dans le prolongement du dernier rapport du comité de suivi et d'évaluation du CICE en 2018, France Stratégie a souhaité poursuivre la démarche d'évaluation entamée en 2013, qui s'est traduite par la publication de six rapports du comité jusqu'en 2018¹.

France Stratégie a ainsi financé et piloté – avec un comité technique réunissant des administrations et des universitaires – la poursuite des travaux d'évaluation dans deux directions : un approfondissement de l'évaluation au niveau micro-économétrique (à partir des données individuelles d'entreprises) avec l'équipe TEPP et une évaluation macrosectorielle (à partir des données de la comptabilité nationale) avec l'OFCE².

Ces deux méthodes sont complémentaires. L'évaluation au niveau micro-économétrique, qui estime l'effet du CICE à partir des différences d'intensité d'exposition au dispositif entre entreprises, a l'avantage d'être la plus puissante d'un point de vue statistique, avec l'identification d'effets causaux. Elle présente cependant l'inconvénient d'être partielle : elle porte sur un échantillon « cylindré » d'entreprises, ignorant l'effet du CICE sur la démographie des entreprises et n'intègre pas les interactions entre entreprises. L'évaluation macrosectorielle, qui utilise les différences d'intensité d'exposition au CICE entre secteurs d'activité, est *a contrario* très fragile statistiquement, mais présente l'avantage d'intégrer l'ensemble des mécanismes économiques à l'œuvre.

Bien que s'apparentant à une baisse du coût du travail, le CICE avait des objectifs allant au-delà d'un effet direct sur l'emploi. Il avait pour objet, pour les entreprises concernées, « le financement de l'amélioration de leur compétitivité à travers notamment des efforts en matière d'investissement, de recherche, d'innovation, de formation, de recrutement, de prospection de nouveaux marchés, de transition

¹ Voir le [Rapport CICE 2013](#) ; le [Rapport CICE 2014](#) ; le [Rapport CICE 2015](#) ; le [Rapport CICE 2016](#) ; le [Rapport CICE 2017](#) et le [Rapport CICE 2018](#), tous disponibles sur le site de France Stratégie.

² TEPP (2020), [Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité : approfondissements et extensions pour la période 2013-2016](#) ; OFCE (2020), [Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle](#).

écologique et énergétique et de reconstitution de leur fonds de roulement »¹. Toutefois, l'emploi étant plus concret et plus facile à mesurer que la compétitivité, ce sont les résultats en termes d'emplois créés ou sauvegardés qui ont été retenus des évaluations du CICE.

L'évaluation micro-économétrique menée par TEPP porte ici sur les années 2013-2016 (contre 2013-2015 précédemment, les données 2017 n'étant pas disponibles au moment de la rédaction). Par rapport aux années précédentes, les sources de données utilisées ont été multipliées et les méthodes statistiques ont été croisées, ce qui renforce la solidité des résultats. L'apport principal réside dans la méthode retenue pour prendre en compte les groupes. Désormais, les entreprises appartenant à un même groupe sont consolidées dans les estimations, ce qui permet d'éviter des hypothèses arbitraires sur la répartition du CICE entre les entreprises d'un même groupe.

Les résultats restent conformes aux conclusions des années précédentes : un fort effet emploi est trouvé chez le quart des entreprises les plus bénéficiaires du CICE, qui ne représentent qu'un huitième des effectifs, mais rien de significatif chez les autres. L'effet total reste estimé à 100 000 emplois environ, ce qui est faible, rapporté au coût du CICE – de l'ordre de 18 milliards d'euros en 2016. Cet effet ne semble significatif que pour les entreprises indépendantes, suggérant que l'impact du CICE dans les groupes aurait pris d'autres formes (salaires notamment, avec un impact décelé sur la valeur ajoutée), mais ce résultat reste à confirmer. De même, un effet sur l'investissement demeure difficile à établir, celui-ci ne ressortant notamment pas lorsqu'on distingue groupes fiscaux et entreprises indépendantes.

De manière générale, le renforcement des tests de validité de la méthode utilisée et les différentes mesures d'emplois considérées complexifient l'obtention de résultats stables et univoques.

L'évaluation macrosectorielle se déroule en deux parties. D'abord, l'OFCE estime l'effet direct du CICE secteur par secteur, sans intégrer les effets de bouclage entre secteurs. Cette estimation consiste, pour chaque variable d'intérêt (emploi, salaires, etc.) à estimer la corrélation entre le résidu inexpliqué dans l'évolution de cette variable depuis 2013 et le poids du CICE dans la masse salariale, en utilisant les différents secteurs d'activité comme source d'hétérogénéité. Cette corrélation (qu'on appelle « élasticité ») ressort significative lorsqu'on se restreint aux secteurs des services (et pas dans l'industrie), plus forte sur la période 2013-2017 que sur la période 2013-2016.

¹ Article 66 de la loi de finances rectificative pour 2012 modifiant l'article 244 quater C.-I. du code général des impôts.

L'OFCE a choisi de privilégier cette dernière estimation, l'année 2017 étant potentiellement perturbée par d'autres mesures, dont l'annonce de la transformation du CICE en allègements de cotisations.

Un effet positif substantiel sur les salaires est également trouvé dans les services, si bien que l'essentiel du CICE se serait répercuté dans les emplois et les salaires. L'effet sur l'emploi est estimé à près de 200 000. C'est cette estimation qui est la plus proche de l'estimation micro-économétrique, à ceci près qu'elle intègre en plus les effets de bouclage ou propagation intra-sectoriels et l'effet sur la démographie des entreprises. Des effets sur les prix sont trouvés dans l'industrie (y compris sur les prix d'exportation), mais avec des coefficients trop élevés pour être réalistes. Sur l'investissement, les résultats ne mettent pas en évidence un effet du CICE.

Dans un deuxième temps, l'OFCE injecte les résultats obtenus dans les services sur l'emploi et les salaires dans un modèle macroéconomique, pour tenir compte des effets de bouclage intersectoriel, lesquels conduisent à doubler l'estimation des effets emploi, qui passent à 400 000. Cette estimation paraît élevée, supérieure aux estimations *ex ante* de la Direction générale du Trésor, alors même que les effets prix ont été mis conventionnellement à zéro dans l'industrie, et que dans les services, l'année 2017 a été exclue de l'estimation de l'élasticité de l'emploi (voir *supra*).

La prise en compte du financement de la mesure (par un mix d'impôts supplémentaires et de réduction de dépenses) conduit à un effet emploi qui resterait positif, de l'ordre de 160 000.

Ces estimations macroéconomiques ne sont pas à prendre au pied de la lettre, car elles s'accompagnent d'une grande incertitude statistique. Elles rappellent toutefois les limites des estimations micro-économétriques, pour une mesure de cette ampleur, dont le faible ciblage complexifie fortement l'identification des effets, qui en outre sont de nature différente selon les entreprises (emploi, salaires, investissement, etc.). Des investigations complémentaires sont souhaitables pour mieux comprendre les résultats présentés dans ce rapport et préparer l'évaluation de la transformation du CICE en allègement de cotisations votée dans la loi de finances 2018¹. Ces études seront poursuivies dans le cadre du comité d'évaluation prévu par la loi Pacte².

¹ À ce stade seules des évaluations *ex ante* sont disponibles, voir par exemple la note IPP n° 36 « [Quels effets attendre de la transformation du CICE en réduction de cotisations employeurs ?](#) », octobre 2018.

² La loi Pacte prévoit dans son article 221 que le comité a vocation à évaluer plus largement « les réformes visant au développement des entreprises adoptées par le Parlement, y compris celles relatives à leur niveau de charges sociales » et à apprécier « l'appropriation par les acteurs concernés et les éventuels effets indésirables des réformes ».



INTRODUCTION

Le CICE est un dispositif fiscal mis en place en 2013 dont le principe était de créer une créance fiscale pour les entreprises, calculée sur la base des salaires versés jusqu'à 2,5 fois le Smic et déductible de l'impôt sur les sociétés (ou de l'impôt sur le revenu pour certaines entreprises relevant de ce régime) à partir de l'année suivant le paiement des salaires¹. Le taux de ce crédit d'impôt est passé de 4 % sur les salaires versés en 2013 à 6 % pour ceux versés entre 2014 et 2016, puis à 7 % pour 2017 avant d'être ramené à 6 % pour 2018² (voir tableau 1 pour les créances fiscales correspondantes).

Le CICE s'inscrivait dans la suite du rapport Gallois³ : les objectifs qui lui étaient assignés par le législateur étaient multidimensionnels et d'abord orientés vers une logique globale de compétitivité. Bien que s'apparentant à une baisse du coût du travail, ses effets possibles étaient vastes et ne se réduisaient pas à un effet immédiat sur l'emploi. Orienté vers les entreprises, il avait « pour objet le financement de l'amélioration de leur compétitivité à travers notamment des efforts en matière d'investissement, 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 »⁴. L'emploi, objectif certes essentiel notamment dans le contexte de fort chômage des années 2013-2014, était ainsi imbriqué dans cette logique de compétitivité.

Le CICE, par sa nature fiscale, constituait donc un mécanisme de baisse du coût du travail avec un effet différé dans le temps, se distinguant ainsi des dispositifs traditionnels de baisse de cotisations sociales, par exemple. Le caractère fiscal du dispositif introduisait une autre différence, puisque c'est au niveau du périmètre fiscal

¹ Un dispositif de préfinancement permettait cependant de bénéficier dès l'année de versement des salaires de l'avantage financier correspondant.

² Ces taux s'appliquaient en France métropolitaine, un taux spécifique plus élevé ayant été fixé pour les DOM.

³ *Pacte pour la compétitivité de l'industrie française*, rapport remis par Louis Gallois au Premier ministre le 5 novembre 2012.

⁴ Article 66 de la loi de finances rectificative pour 2012 modifiant l'article 244 quater C.-I. du code général des impôts.

(éventuellement consolidé dans des groupes) qu'est versé le CICE, à la différence d'une mesure de baisse de cotisation affectant directement l'établissement employeur.

**Tableau 1 – Créances déclarées relativement à la période couverte par les études
(par année de versement des salaires)**

Millésime	Redevables à l'IS		Redevables à l'IR		Total créances IS+IR	
	Nombre	Montant (millions €)	Nombre	Montant (millions €)	Nombre	Montant (millions €)
2013*	781 777	11 448	274 983	373	1 056 760	11 820
2014*	815 252	17 402	433 455	781	1 248 707	18 183
2015*	843 075	17 441	440 722	891	1 283 797	18 332
2016*	868 594	17 635	431 971	875	1 300 565	18 510
2017*	884 660	21 223	418 386	929	1 303 046	22 152

* Au 31 août 2019.

Source : DGFIP

Ce dispositif a donné lieu à une démarche d'évaluation mise en place dès 2013, dans le cadre d'un comité de suivi institué par l'article 66 de la loi n° 2012-1510 du 29 décembre 2012, modifié par l'article 72 de la loi n° 2013-1278 du 29 décembre 2013.

Chaque année entre 2013 et 2018, un rapport a été rendu public, faisant état du déploiement du dispositif (appropriation par les acteurs, montants de créances déclarés par les entreprises) puis de résultats de travaux d'évaluation – micro-économétriques pour l'essentiel – relatifs aux effets mesurables du CICE sur différentes variables au niveau des entreprises : emploi, salaire, marge, exportations, investissement, R & D. Des travaux qualitatifs ont également permis d'analyser comment l'usage du CICE était, au sein des entreprises, appréhendé et notamment soumis à l'information et à la consultation des représentants du personnel dans les comités d'entreprise. Ces travaux d'évaluation ont été confiés à des équipes de chercheurs universitaires indépendantes, dont les méthodes et résultats étaient soumis et expertisés par le comité. Les résultats publiés ont permis d'exposer dans le débat public certains effets identifiables mais aussi plus largement les difficultés que pouvait poser le traçage ou l'identification des effets du CICE, mesure vaste qui bénéficiait à toutes les entreprises.

La suppression du CICE a été actée dans la loi de finances pour 2018 et effective à compter du 1^{er} janvier 2019, le dispositif étant transformé en allègements de cotisations

sociales pour les employeurs. Cette suppression a aussi *de facto* mis fin au support légal du comité d'évaluation en 2019.

Cependant, à l'issue du [rapport 2018](#) d'évaluation du CICE, le comité invitait à poursuivre les travaux dans plusieurs directions.

La première était de prolonger autant que possible l'analyse pour incorporer de nouvelles années d'observations, les travaux ne portant à l'époque que sur la période 2013-2015. Cette temporalité décalée des résultats était notamment tributaire de l'accès aux fichiers issus des déclarations annuelles de données sociales des entreprises (DADS), dans un contexte de basculement vers le système de déclaration sociale nominative (DSN).

La deuxième direction était de continuer à approfondir l'analyse des effets du CICE, dont la compréhension demeurait partielle, notamment pour mieux différencier l'effet du dispositif selon le type d'entreprise ou le secteur d'activité¹. Une des conclusions soulignées en 2018 était que l'impact du CICE avait été probablement très différent et disséminé selon les entreprises, avec des effets sur l'emploi, les salaires, les marges, l'investissement, etc. Cela ne facilite pas l'identification économétrique d'un effet majeur de cette mesure. S'ajoute à cela que les comportements des entreprises pour les différents types de canaux peuvent avoir différentes temporalités, compliquant une analyse centrée sur les premières années du dispositif.

La troisième direction était de compléter l'évaluation microéconomique, au niveau des entreprises, par une analyse à un niveau plus macroéconomique. En effet, si les travaux micro-économétriques ont pour vertu, en s'appuyant sur des volumes considérables d'observations individuelles, de produire des estimations avec une certaine puissance statistique, ils ne permettent pas de déceler les effets plus transversaux ou de bouclage à l'échelle de l'économie. On regarde seulement en différentiel, entre entreprises et dans le temps, si celles ayant davantage bénéficié du CICE ont plus modifié leur comportement – d'emploi par exemple – que celles en ayant moins bénéficié, à caractéristiques par ailleurs comparables. Seul est pris en compte le CICE que touche directement chaque entreprise et on ne peut tenir compte des effets de transmission du CICE entre entreprises par les prix.

Une approche sectorielle et macroéconomique, à partir de données de la comptabilité nationale, est donc complémentaire car elle permet de mieux appréhender les

¹ Dans le rapport, les termes « secteur d'activité » et « branche » sont utilisés indifféremment, par souci de simplicité.

interactions et diffusion des effets entre agents dans l'économie. L'évaluation macro-économique *ex post* vise à appréhender les effets de « second tour » du CICE liés au supplément de revenu distribué aux agents économiques (augmentation de l'emploi, des salaires, des marges, etc.), à la baisse des prix ou bien encore à l'évolution du taux d'intérêt réel. Enfin, elle permet d'intégrer les effets induits par les mesures de financement du CICE, au travers de différents scénarios fiscaux. En effet, l'augmentation de la fiscalité (hausse de la TVA, fiscalité écologique), la réduction de la dépense publique ou la hausse de l'endettement public ont chacune des impacts propres sur l'économie, notamment sur l'emploi et l'investissement.

L'analyse macroéconomique comporte également ses propres limites, car elle repose sur des hypothèses et choix relatifs à la modélisation de l'économie dans son ensemble, au comportement des agents économiques, et dispose d'une puissance statistique bien moindre car on dispose de moins d'observations (données sur 38 branches au maximum) qu'au niveau des entreprises.

Les travaux synthétisés dans ce document apportent des éléments d'analyse dans ces différents registres. On s'appuie pour cela sur des travaux réalisés par des chercheurs de la fédération de recherche Théorie et évaluation des politiques publiques (TEPP) du CNRS (FR 2042), au niveau microéconomique, et sur des travaux menés par une équipe d'économistes de l'Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE) au niveau macroéconomique.

La première partie rend compte des travaux d'approfondissement microéconomiques réalisés par l'équipe TEPP (Fabrice Gilles, Yannick L'Horty et Ferhat Mihoubi), tandis que la seconde porte sur les approches macrosectorielles développées par l'OFCE (Nicolas Yol, Aurélien Saussay, Éric Heyer, Xavier Timbeau). Méthodes, principaux résultats et limites des analyses sont à chaque fois exposés.

France Stratégie remercie les équipes de chercheurs et les membres du comité de pilotage (composé d'administrations et d'universitaires), en particulier Thomas Bourdais, Anne Epaulard, Adrien Lagouge, Clémence Lenoir et Marie Khater, ainsi qu'Alain Trannoy, qui ont accepté de rédiger un rapport de lecture¹.

¹ Voir annexes 3 et 4 en fin de volume.



CHAPITRE 1

LES EFFETS DU CICE AU NIVEAU MICROÉCONOMIQUE : APPROFONDISSEMENTS ET EXTENSION À L'ANNÉE 2016

Les travaux menés par l'équipe TEPP s'inscrivent dans le prolongement de ceux réalisés pour le comité d'évaluation jusqu'en 2018. Ils visent à inclure l'année 2016¹ et à estimer plus précisément l'effet du CICE sur les comportements d'entreprises, en matière d'emploi, de salaire mais aussi sur un certain nombre de variables d'activité économique.

La méthode d'ensemble reste inchangée, avec une estimation de l'impact du CICE en distinguant plusieurs classes d'entreprises (4 quartiles), en fonction de l'intensité du bénéfice qu'elles ont tiré du CICE, sans supposer que les pratiques sont les mêmes pour toutes. La démarche empirique a été conçue pour permettre de restituer la diversité potentielle des effets du CICE. Si cette démarche globale reste la même, plusieurs approfondissements ont été menés, qui renouvellent en partie la méthode d'analyse. Cela permet de façon générale de conforter certains résultats établis jusque-là, mais aussi de les affiner en distinguant par exemple ce que l'on observe au sein des groupes fiscaux et des entreprises indépendantes, ou entre grands secteurs (tertiaire *versus* industrie).

¹ Rappelons que les données DADS/DSN 2017 n'étaient pas disponibles au printemps 2020, lors de la finalisation des travaux économétriques présentés dans ce rapport.

1. Une approche renouvelée de la mesure du CICE et de ses bénéficiaires

1.1. Une nouvelle prise en compte des groupes fiscaux bénéficiaires

L'innovation principale concerne le traitement des groupes fiscaux. La particularité du CICE, en tant que mesure fiscale, est qu'il est récupéré directement au sein des groupes fiscalement consolidés au niveau de la tête de ce groupe, et non directement au niveau de chacune des filiales. Les travaux menés jusqu'en 2018 s'appuyaient sur une ventilation effectuée *ex post*, par la Direction générale des finances publiques (DGFIP), de la créance du groupe entre ses filiales au prorata de leur masse salariale. Cette opération conduisait donc à supposer que chaque entreprise, y compris chaque filiale au sein d'un groupe fiscal, bénéficiait à son niveau du montant de CICE correspondant à sa masse salariale génératrice du CICE. Il était ainsi possible d'analyser au niveau de chaque entreprise ou filiale quel comportement le CICE allait susciter¹.

Sur les données de 2016, la ventilation réalisée par la DGFIP entre filiales n'est plus possible, ce qui conduit à réinterroger le traitement des groupes fiscaux. En effet, même s'il existe bien souvent des conventions fiscales intra groupes répartissant les aides ou créances fiscales entre filiales, on ne peut exclure que certains arbitrages sur l'usage du CICE aient été en réalité effectués au niveau de l'ensemble du groupe. On considère désormais le groupe fiscal dans son ensemble, plutôt que les entreprises d'un même groupe fiscal isolément. Sont ainsi prises en compte les possibles stratégies de mutualisation du CICE au niveau du groupe, sans exclure des décisions décentralisées prises au niveau de chacune des entreprises qui le composent. Comme le note Alain Trannoy (voir annexe 3), la prise en compte de l'appartenance ou non des entreprises à un groupe fiscal permet de ne pas faire d'hypothèse arbitraire sur la ventilation du CICE au sein de chaque groupe fiscal.

L'échantillon d'entreprises désormais mobilisé comporte donc des entreprises dites indépendantes et des groupes pris dans leur ensemble. En ce qui concerne les groupes fiscaux, on raisonne à périmètre constant, c'est-à-dire qu'on ne considère que les entreprises qui appartiennent au groupe fiscal sur toute la période d'étude. En utilisant les bases de données de la DGFIP décrivant les périmètres des groupes fiscaux année après année (fichiers PERIM), l'équipe TEPP n'a donc conservé que le « noyau » ou le cœur pérenne des entreprises présentes au sein d'un même groupe

¹ La question de l'usage du CICE au sein de groupes est cependant complexe et avait fait l'objet de discussions dans [le rapport du comité d'évaluation de 2014](#), p. 64-65.

tout au long de cette période. Chaque entrée ou sortie de filiale du groupe au cours de la période conduit à exclure du champ d'analyse cette filiale, ce qui est une restriction conséquente pour l'analyse de l'impact du CICE pour ces groupes. Ce cœur de groupes fiscaux à périmètre constant sur la période analysée ne contient qu'un tiers des entreprises appartenant à un groupe fiscal, mais représente plus de 50 % de l'emploi salarié au sein des groupes fiscaux et plus de 55 % de la valeur ajoutée et du chiffre d'affaires de l'univers des entreprises considérées.

Les entreprises ne faisant pas partie d'un groupe fiscal sont intégrées à titre individuel dans l'échantillon, avec la contrainte qu'elles soient présentes également durant toute la période d'observation (2009-2016).

Au final, l'équipe TEPP mobilise un échantillon cylindré de 123 344 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de cinq salariés et plus, dont 117 444 entreprises indépendantes et 5 900 groupes fiscaux pérennes recouvrant 14 300 entreprises et plus présentes dans le fichier des bordereaux récapitulatifs des cotisations (BRC), des déclarations annuelles de données sociales (DADS) et dans le fichier approché des résultats d'Esane (FARE) sur l'échantillon 2009-2016¹. De façon plus générale, le fait d'estimer l'impact du CICE sur un panel cylindré, c'est-à-dire sur une population d'entreprises (indépendantes ou groupes) présentes continûment dans les données sur l'ensemble de la période considérée, est une limite de l'ensemble des travaux d'évaluation (y compris ceux réalisés par le passé) puisqu'on ne tient pas compte de l'effet du dispositif sur la démographie des entreprises.

Encadré 1 – Mesures de l'emploi dans le rapport TEPP

Afin de mesurer les effectifs moyens, deux sources de données sont mobilisées : les bordereaux récapitulatifs des cotisations (BRC) de l'Acoss et les fichiers DADS produits par l'Insee. Ces sources reposent sur deux mesures différentes de l'emploi moyen :

- les effectifs moyens BRC correspondent aux moyennes des effectifs de fin de trimestres reportés par les entreprises dans les déclarations trimestrielles auprès de l'Urssaf. L'effectif moyen de l'année N correspond à la moyenne des effectifs du quatrième trimestre de l'année N-1 et ceux des quatre trimestres de l'année N ;

¹ Les sources de données sont détaillées dans l'annexe 3 du [Rapport CICE 2016](#).

- les effectifs moyens DADS sont calculés en tenant compte de la durée de chaque poste. Si par exemple un poste non annexe est occupé durant six mois, l'effectif moyen est de 0,5.

Par ailleurs, les effectifs en équivalent temps plein (ETP) sont calculés à partir des données DADS, en tenant compte des spécificités quant à la définition d'un équivalent temps plein selon le secteur d'activité de l'entreprise considérée et selon sa taille. Les effectifs ETP correspondent alors au nombre d'équivalents temps plein dans l'entreprise considérée. En outre, deux définitions de l'évolution des effectifs ETP sont considérées :

- en retenant les effectifs ETP de l'année N issus des fichiers DADS de l'année N et ceux de l'année N-1 provenant des fichiers DADS de l'année N-1 pour une entreprise ;
- en retenant les effectifs ETP renseignés dans les fichiers DADS de l'année N pour l'année N et N-1.

L'équipe TEPP effectue donc désormais des estimations sur trois périmètres différents : les groupes fiscaux et les entreprises indépendantes ; les groupes fiscaux seuls ; et enfin les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal uniquement.

Ce faisant, on cherche à mieux identifier l'impact du CICE selon que l'on a affaire à des entreprises indépendantes ou à des groupes fiscaux, avec l'hypothèse implicite qu'il peut diverger significativement entre ces deux types de structure d'entreprises.

1.2. Une meilleure mesure de la masse salariale des entreprises

Une deuxième amélioration concerne la mesure de la masse salariale des entreprises par rapport à l'assiette de référence qui est celle du Smic. Issues des déclarations annuelles de données sociales (DADS), différentes variables permettent de mesurer la masse des rémunérations versées. Jusqu'à présent, le montant du CICE, fourni par les déclarations fiscales de la DGFIP, était rapporté à la masse salariale brute calculée à partir des DADS de l'Insee. Cette mesure incorporait des éléments de rémunération (participation et intéressement) qui ne figurent pas dans le Smic et donc pouvaient biaiser le calcul de l'intensité du CICE rapporté à la masse salariale. Pour 2016, une variable plus proche de l'assiette du Smic a pu être mobilisée, et rétrospectivement, pour les années antérieures, une variable de masse salariale hors participation a été recalculée, à partir des salaires nets. Ainsi, on obtient une mesure plus précise du taux apparent de CICE.

1.3. Un approfondissement des tests de robustesse

Hormis les deux améliorations évoquées ci-dessus, la méthode générale demeure globalement inchangée, reposant notamment sur la production de multiples estimations, avec des spécifications variables et la mobilisation de plusieurs sources de données et notamment de variables d'emploi. La convergence des résultats sur cette multitude d'estimations participe d'une recherche de robustesse des résultats. Depuis 2018, la démarche a également été de renforcer la prise en compte de différents tests de robustesse, dont ceux dits de falsification et de tendance commune. Selon que ces tests sont satisfaits – permettant d'envisager un effet causal – ou non, différentes modélisations (doubles différences ou triples différences) ont été privilégiées (voir encadré 2). Ces tests de robustesse, tout comme le choix de considérer différentes mesures de l'emploi, sont à double tranchant : si cela permet de s'assurer que les résultats ne relèvent pas d'un artefact statistique et que les conditions nécessaires à l'application de la méthode utilisée sont respectées, l'obtention de résultats stables et univoques est mécaniquement plus difficile.

Encadré 2 – Méthode d'estimation micro-économétrique

L'équipe TEPP utilise deux échantillons cylindrés d'entreprises comptant cinq salariés et plus, constitués à partir de quatre sources de données (BRC, DADS, FARE et MVC). Comme dans les précédents rapports, l'emploi est mesuré avec trois variables différentes : les effectifs moyens issus des BRC ou des DADS et les effectifs en équivalent temps plein des DADS. Les estimations se font sur trois périodes différentes : 2013-2014, 2013-2015 et 2013-2016. Lorsque l'hypothèse de tendance commune est rejetée, l'équipe TEPP considère un échantillon long de 2004 à 2016.

Méthode d'évaluation

La méthode retenue est une stratégie d'identification en doubles différences sur l'intensité de l'intention de traiter. La méthode des doubles différences consiste à comparer l'évolution d'un groupe de traitement et d'un groupe de contrôle avant et après le traitement. Dans le cas du CICE, comme le traitement est fonction de la masse salariale inférieure ou égale à 2,5 Smic, il n'y a pas à proprement parler d'entreprises « traitées » et de « contrôle ». On travaille donc sur l'intensité du traitement, en comparant l'évolution des variables d'intérêt pour des entreprises plus ou moins bénéficiaires du CICE. C'est possible sous l'hypothèse que la réponse des entreprises au CICE est une fonction monotone et croissante de l'intensité du traitement. Pour comparer des entreprises en fonction de l'intensité du traitement, l'équipe TEPP distribue la population d'entreprises en quatre quartiles d'intensité croissante. Bien que le modèle économétrique soit linéaire,

cette spécification autorise des effets non linéaires du traitement, où la fonction de réaction des entreprises dépend de l'intensité de CICE qu'elles reçoivent.

La stratégie d'identification en doubles différences est valable sous deux conditions :

- *l'hypothèse de tendance commune*, qui suppose que, conditionnellement aux variables de contrôle¹, les variables d'intérêt auraient évolué de la même façon en l'absence de CICE. Des tests de falsification, ou tests placebo, permettent de valider cette hypothèse en simulant l'effet du CICE avant sa mise en œuvre effective (en 2011 ou 2012) et en vérifiant que les coefficients des trois quartiles de traitement inclus dans la régression ne soient pas significativement différents de zéro ;
- *l'exogénéité du traitement par rapport à la variable d'intérêt*. Cette condition n'est a priori pas vérifiée. Par exemple, un accroissement de la masse salariale pour des raisons indépendantes du CICE peut conduire à une augmentation de l'intensité du traitement s'il implique une déformation de la distribution des salaires autour de 2,5 Smic. Il est donc nécessaire d'utiliser une variable instrumentale pour identifier de façon unique la causalité de traitement vers la variable d'intérêt et se prémunir d'une potentielle causalité inverse. L'instrument utilisé ici est le traitement théorique (montant de CICE divisé par la masse salariale) avant l'instauration du dispositif. La stabilité dans le temps des structures productives des entreprises assure que l'instrument est bien corrélé avec le traitement.

L'équipe TEPP privilégie désormais systématiquement une estimation en panel. Cette approche permet d'estimer dans un cadre commun les effets du CICE en 2013 et 2016, tout en autorisant certains paramètres à varier dans la dimension temporelle.

Parmi les améliorations apportées, une plus grande importance est accordée aux tests de falsification (ou tests placebo), destinés à valider l'hypothèse de tendance commune nécessaire à la méthode des doubles différences. En fonction des résultats des tests de falsification, une estimation en doubles différences ou en triples différences est considérée. La méthode de doubles différences fait l'hypothèse que la variable d'intérêt ne diffère que par un niveau propre à l'entreprise, mais évolue de la même façon d'une entreprise à l'autre. La méthode de triples différences pour sa part suppose que la variable d'intérêt diffère dans chaque entreprise à la fois par un niveau et une tendance spécifique en raison de caractéristiques inobservées. Cette méthode compare ainsi non seulement la croissance de la variable d'intérêt, mais également sa dérivée seconde (accélération ou ralentissement de la croissance) entre les entreprises plus ou moins

¹ Les variables de contrôle sont les suivantes : secteur et taille de l'entreprise, différentes variables d'activité (taux de marge, rentabilité, productivité, intensité capitalistique, etc.), composition de l'emploi (catégorie professionnelle, âge, type de contrats, etc.) et le taux d'exonération apparent des cotisations du régime général.

bénéficiaires du CICE. L'estimation en triples différences requiert d'utiliser un échantillon suffisamment long pour appréhender ces tendances, qui correspond au moins à un cycle conjoncturel, afin d'éviter de capturer dans la tendance le degré d'exposition de l'entreprise à la conjoncture, ce que ne permet pas l'échantillon court 2009-2016. Le choix entre les deux méthodes se fait de la façon suivante. Le premier choix est une estimation en doubles différences sur l'échantillon 2009-2016. Si les tests de falsification sont rejetés, l'échantillon long, 2004-2016, est utilisé. Lorsque les tests de falsification sont à nouveau rejetés sur cet échantillon, une méthode d'estimation en triples différences est utilisée. Ce protocole permet de valider l'hypothèse de tendance commune quasi systématiquement.

Un autre axe d'amélioration concerne les tests de validité des instruments (tests de sur-identification d'Hansen). Dans les rapports précédents, la validité des instruments était fréquemment remise en question par les tests. Une explication possible de cette invalidité concernait certaines valeurs extrêmes d'une des variables de contrôle, le taux d'endettement, qui sont désormais corrigées dans ce nouvel exercice. Par ailleurs, le fait de choisir des instruments retardés de deux périodes au lieu d'une permet d'améliorer la validité globale de l'instrument pour certaines périodes.

2. Des effets sur l'emploi et les salaires globalement conformes aux précédentes études

L'effet du CICE sur l'emploi demeure le point focal de l'évaluation dès lors qu'on considère ce dispositif d'abord comme une baisse du coût du travail. En considérant indistinctement les groupes fiscaux et les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal, on retrouve des effets marqués sur les entreprises les plus bénéficiaires du CICE, c'est-à-dire parmi les 25 % d'entreprises ayant le plus fort taux de CICE rapporté à la masse salariale. Ces résultats sont globalement analogues à ceux des rapports précédents, notamment celui publié en 2018 : l'effet du CICE sur l'emploi n'est pas continu en fonction de l'intensité du CICE mais resterait principalement le fait des entreprises les plus exposées au dispositif : aucun effet emploi n'est significatif pour les entreprises des deuxième et troisième quartiles.

Cette approche demeure différentielle, c'est-à-dire qu'elle cherche à identifier l'effet du CICE sur l'emploi relativement au groupe des entreprises qui ont le moins reçu de CICE (appartenant au premier quartile). Cette approche a comme limite qu'elle ne permet pas de capter un éventuel effet transversal du CICE, qui affecterait aussi les entreprises qui bénéficient peu du CICE. Si tel était le cas, l'estimation des effets du CICE sur l'emploi serait sous-estimée car limitée à l'effet observable dans les trois

quartiles des entreprises les plus bénéficiaires du CICE. Une analyse complémentaire menée par l'équipe TEPP vise à traiter cette question, en combinant leur approche discontinue par quartile avec une approche linéaire. Ce faisant, elle cherche à la fois à capter des effets entre groupes d'entreprises ayant des intensités de CICE différentes et un effet au sein de chaque groupe (dont celui des entreprises les moins exposées) proportionnel au taux de CICE. Cette analyse, qui reste préliminaire¹, ne fait pas apparaître d'effet du CICE parmi les entreprises du premier quartile les moins bénéficiaires du CICE.

L'absence d'effets pour les entreprises des trois premiers quartiles peut surprendre, dans la mesure où les effets trouvés pour les entreprises du quatrième quartile sont *a contrario* relativement forts, à partir de 2014 : 115 000 emplois créés ou sauvegardés en 2014, 105 000 en moyenne sur la période 2014-2015 et un peu moins de 100 000 sur la période 2014-2016, ce qui représente environ 5 % de l'emploi de ces entreprises, qui concentrent de l'ordre de 12-13 % des effectifs éligibles au CICE².

Ces ordres de grandeur demeurent globalement proches de ceux identifiés dans le rapport de 2018. Les effets sont un peu plus faibles à mesure qu'on considère un horizon lointain, c'est-à-dire lorsqu'on incorpore les années 2015 et 2016. Cet affaiblissement apparent de l'effet emploi lorsqu'on tient compte des années plus récentes peut surprendre si on s'attend à un effet d'appropriation et d'amplification dans le temps. Comme le notent Clémence Lenoir et Marie Khater (DG Trésor, voir annexe 3), il conviendrait d'analyser de manière plus approfondie les raisons de cette baisse, et d'en calculer la significativité statistique afin de vérifier qu'il ne s'agit pas seulement d'un artefact statistique lié par exemple à la moindre qualité de l'instrument utilisé.

Plusieurs explications peuvent être avancées à titre exploratoire, en lien avec la méthode même d'estimation :

- la première tient à la méthode d'estimation elle-même qui est largement tributaire de l'existence d'une variation du CICE pour pouvoir identifier l'effet du CICE sur l'emploi une année donnée. Or après avoir augmenté en 2013 et 2014, le taux de CICE est demeuré stable en 2015 et 2016 ;

¹ Mise en œuvre à la fin du printemps 2020, elle n'a pas pu être discutée au sein du comité de pilotage technique.

² Dans son rapport, TEPP estime pour les entreprises du quatrième quartile que l'élasticité de l'emploi au taux apparent de CICE est proche de 3. Cette estimation suppose que le surcroît d'emploi à partir de 2014 serait simplement dû à l'augmentation du taux de CICE en 2014 (de 4 à 6 points), alors que l'effet emploi du CICE à partir de cette date s'interprète aussi très probablement comme un effet retardé de la création du CICE en 2013. Si on tient à raisonner en élasticité, celle-ci nous paraît ainsi trois fois plus faible, proche de 1.

- la deuxième explication pourrait être liée au fait que plus on avance dans le temps, plus la qualité des variables instrumentales utilisées diminue. En effet, pour éviter un biais d'endogénéité entre évolution de l'emploi et niveau de CICE touché par une entreprise une année donnée, on utilise comme variable explicative son taux de CICE théorique pour l'année 2012 (voir encadré 1). Or si c'est un bon prédicteur du taux de CICE réellement touché par les entreprises en 2013 et 2014, plus on avance dans le temps, moins ce taux calculé en 2012 prédit correctement la valeur réelle en 2015 et 2016, car la structure de la masse salariale des entreprises a pu évoluer. Dès lors l'estimation des effets du taux de CICE sur l'emploi pour ces années devient plus faible et de moindre qualité ;
- une troisième explication tiendrait à la mise en œuvre à partir de 2015 d'autres mesures, telles que le Pacte de responsabilité, avec la baisse du taux de cotisation sociale « famille » en deux temps¹. Affectant également le coût du travail pour les salariés entrant dans un champ de rémunération proche de celui du CICE, ces mesures rendent de plus en plus difficile l'identification d'un effet propre au dispositif. Même si une comparaison effectuée en 2018 entre bénéficiaires du CICE et ces baisses de cotisations laissait entrevoir une interaction positive entre les deux mesures mais pas de nature à biaiser fortement les résultats², et que l'équipe TEPP a pu essayer de contrôler l'effet de ces mesures, cela reste potentiellement une explication de leurs moindres effets identifiés à partir de 2015.

Les travaux de l'équipe TEPP portent également sur **l'effet du CICE sur l'ensemble de la masse salariale des entreprises**, laquelle résulte à la fois des changements du niveau d'emploi et d'effets sur les salaires. Réalisées sur l'ensemble de l'échantillon des entreprises indépendantes et des groupes, ces estimations confirment un effet positif du CICE sur la masse salariale pour les entreprises les plus fortement bénéficiaires pour 2014, 2014-2015 et 2014-2016. Cet impact sur la masse salariale est attribuable pour l'essentiel à l'effet du CICE sur l'emploi. Cependant, ces résultats ne satisfont pas à certains tests de robustesse (test de falsification).

Enfin, des estimations visent à identifier un effet du CICE sur différentes variables d'activité ou de performance économique des entreprises. Les résultats sont peu concluants et partiels lorsqu'on estime ces effets sur l'ensemble de l'échantillon des entreprises indépendantes et des groupes. Des effets positifs du CICE sur l'excédent brut d'exploitation et dans une moindre mesure sur la valeur ajoutée (uniquement en

¹ À partir du 1^{er} janvier 2015, de 1,8 point sur les salariés rémunérés jusqu'à 1,6 fois le Smic, faisant passer le taux de 5,25 % à 3,45 % ; à partir du 1^{er} avril 2016, de 1,8 point pour les salariés rémunérés entre 1,6 et 3,5 fois le Smic. D'autres mesures visant à atteindre un objectif de zéro charge au niveau du Smic étaient prévues : voir le [Rapport CICE 2018](#), p. 49.

² Voir le [Rapport CICE 2018](#), p.15.

2013) apparaissent pour le quartile des entreprises les plus bénéficiaires du CICE, mais aucun effet n'est identifiable sur les marges ou la rentabilité économique.

À nouveau, cela peut refléter l'hétérogénéité des comportements des entreprises bénéficiaires du CICE. Les estimations obtenues ci-dessus pour l'emploi comme pour les autres variables économiques sur l'ensemble de l'échantillon, composé des groupes fiscaux et des entreprises « indépendantes ou hors groupes » fiscaux, ne permettent pas de dire si les résultats moyens obtenus sont le fait d'une population particulière d'entreprises plus que d'une autre. Comme évoqué plus haut, on peut envisager qu'à l'échelle des groupes fiscaux des arbitrages se font de manière consolidée sur l'ensemble des filiales, et que ces arbitrages ne sont pas forcément de même nature que ceux mis en œuvre dans des entreprises indépendantes. On peut également envisager que les comportements ne sont pas identiques selon le type d'activité des entreprises, ou encore que l'effet du CICE n'est pas forcément le même selon qu'il y a beaucoup ou peu de bas salaires – qui conditionnent le bénéfice d'autres dispositifs d'allègement du coût du travail au voisinage du Smic.

3. Des effets différenciés selon les sous-populations

3.1. Des effets différents entre groupes fiscaux et entreprises indépendantes ?

L'analyse différenciée entre entreprises indépendantes et groupes fiscaux révèle des effets potentiellement différents du CICE. Les estimations ont été effectuées séparément sur les deux populations, chacune ayant été divisée en sous-groupes selon l'intensité de CICE des unités fiscales la composant.

Cette estimation parallèle montre que l'effet sur l'emploi est surtout identifiable parmi les entreprises indépendantes, c'est-à-dire hors groupes fiscaux : on retrouve un impact significatif sur l'emploi pour les entreprises les plus bénéficiaires du dispositif (quatrième quartile). On peut alors en inférer un volume d'emplois créés ou sauvegardés sur le seul champ des entreprises hors groupes fiscaux, sachant que ces entreprises emploient de façon générale la moitié des effectifs salariés : ainsi entre 78 000 (estimation sur la période 2013-2014) et 60 000 emplois (estimation moyenne sur 2013-2016) y auraient été créés ou sauvegardés. Cela correspond à près des deux tiers du volume d'emplois précédemment estimé lorsqu'on extrapole les emplois créés ou sauvegardés à partir d'une élasticité moyenne sur l'ensemble des entreprises indépendantes et des groupes.

En revanche, sur l'échantillon des groupes fiscaux, aucun effet sur l'emploi ne ressort significativement, y compris sur les groupes les plus bénéficiaires du CICE et quelle que soit la période considérée. Compte tenu de la manière dont l'échantillon a été constitué, il convient de prendre avec prudence cette absence d'effet significatif parmi les groupes. Elle peut aussi s'expliquer par le fait que les groupes sont en moyenne de plus grande taille, avec un chiffre d'affaires plus important, plus localisé dans l'industrie (voir *infra*), et *in fine* relativement moins exposés au CICE (en proportion de leur masse salariale) que les entreprises indépendantes.

Se pose alors la question des effets alternatifs du CICE dans ces groupes. Un effet potentiellement significatif sur la masse salariale est identifiable pour les 25 % des groupes fiscaux les plus bénéficiaires. En l'absence d'effet significatif sur l'emploi pour expliquer cet effet positif sur la masse salariale, cela tendrait à suggérer que les groupes ont pu utiliser une partie du CICE pour accroître les salaires.

D'autres effets ressortent pour les groupes fiscaux et non pour les entreprises indépendantes : ainsi il ressort pour les groupes fiscaux les plus bénéficiaires du CICE un effet positif sur leur valeur ajoutée et leur rentabilité économique à partir de 2014, et sur leur taux de marge dès 2013. Pour les entreprises hors groupes fiscaux, les liens avec les variables de performance économique sont moins évidents, mais on ne peut exclure également un effet sur les marges.

Sur l'investissement, si l'hypothèse d'un effet reste envisageable – comme évoqué en 2018 par l'équipe TEPP – pour certains quartiles lorsque l'on considère l'ensemble des entreprises et groupes sur 2014-2016, l'analyse menée séparément sur les groupes et entreprises indépendantes ne permet pas de le confirmer. Au final, il demeure difficile d'établir une conclusion claire en la matière.

Se dessine alors un paysage qui différencierait les entreprises « indépendantes » ayant plus répercuté le CICE en préservant l'emploi et des groupes qui l'ont peut-être plus répercuté sur les salaires ou sur leurs marges. Quelque peu simpliste – car certains effets non significatifs statistiquement n'excluent pas l'existence d'effets du CICE – cette différenciation recoupe cependant d'autres dimensions.

Une analyse complémentaire sur l'ensemble des groupes et entreprises indépendantes différencie le champ du tertiaire et celui de l'industrie. Les différences d'exposition de ces « champs d'activité » à la concurrence internationale, notamment par leur activité d'exportation, mais aussi les différences de niveaux de rémunération ou de qualification peuvent expliquer des effets différents.

Dans les services (échantillon de 75 150 entreprises ou groupes fiscaux), des effets sur l'emploi ressortent assez systématiquement (pour les différentes mesures de

l'emploi) dans les entreprises (ou groupes) les plus bénéficiaires du CICE en 2014, 2014-2015 et 2014-2016. Cependant, les tests de falsifications sont systématiquement rejetés quelle que soit la source envisagée, ce qui limite la portée statistique de ces résultats, même s'ils sont assez proches de ceux obtenus sur l'emploi au niveau agrégé.

Dans l'industrie (échantillon de 23 389 entreprises ou groupes fiscaux), les effets sur l'emploi ressortent moins : des effets significativement différents de zéro n'apparaissent que sur l'emploi en équivalent temps plein sur les troisième et quatrième quartiles en 2013 et 2014, mais pas sur les effectifs physiques.

Bien que fragiles, ces résultats tendraient à souligner un effet sur l'emploi plus net ou important dans les services que dans l'industrie, ce qui serait cohérent avec l'analyse plus macroéconomique (voir les travaux de l'OFCE).

3.2. Quels effets selon la part de bas salaires dans les entreprises ?

Une dernière investigation concerne l'analyse des effets sur l'emploi selon la structure de l'emploi et des salariés des entreprises. Cela renvoie à un questionnement sous-jacent sur l'impact relatif du CICE, en tant que baisse du coût du travail, par rapport à d'autres dispositifs d'exonérations générales de cotisations sociales patronales dont bénéficient – de façon dégressive – les entreprises sur les salaires jusqu'à 1,6 Smic. De façon plus générale, cela questionne le rendement des politiques successives de baisse du coût du travail au fil du temps en termes d'impact sur l'emploi¹.

On intègre donc ici dans l'analyse, outre le degré d'exposition au CICE, un deuxième groupe d'indicateurs caractérisant le fait que les entreprises appartiennent à un groupe ayant une plus ou moins grande part de salariés rémunérés en dessous de 1,6 Smic². Sur chacune de ces sous-populations, TEPP estime en continu l'effet du taux de CICE et celui du taux d'exonérations générales.

Les résultats suggèrent que les élasticités de l'emploi aux exonérations de cotisations sociales sont d'autant plus fortes que les entreprises (y compris les groupes fiscaux) ont une proportion élevée de salaires inférieurs à 1,6 Smic (même si cet effet ne peut être considéré comme significativement différent de zéro *stricto sensu* sur le quartile des entreprises ayant le plus de salaires en dessous de 1,6 Smic). Ce résultat est

¹ Voir Comité de suivi des aides publiques aux entreprises et des engagements / COSAPE (2017), [Les exonérations générales de cotisations](#), juillet ; L'Horty Y., Martin P. et Mayer T. (2019), « [Baisses de charges : stop ou encore ?](#) », *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, n° 49, janvier ; voir également les [débats entre LIEPP et TEPP sur le rendement des allègements](#).

² Les quartiles construits en fonction de l'intensité du traitement et de la proportion de salaires sous 1,6 Smic ne se confondent pas.

conforme aux attentes habituelles puisque les entreprises où l'emploi est peu qualifié et rémunéré au voisinage du Smic sont plus sensibles au coût du travail, les possibilités de substitution de ces emplois avec d'autres facteurs (travail plus qualifié et capital productif) étant plus importantes.

En revanche, une fois pris en compte l'effet des exonérations, l'effet du CICE ne ressort pas de façon spécifique pour les entreprises ayant une plus forte proportion de bas salaires. Or on pourrait s'attendre, de prime abord, à ce que l'effet du CICE, comme toute baisse du coût du travail, ressorte aussi plus fortement dans le quartile des entreprises ayant le plus de salariés à faible salaire.

Ce résultat peut donc surprendre compte tenu de ceux mettant précédemment en évidence un effet du CICE parmi les entreprises les plus exposées au CICE. À cela plusieurs explications possibles :

- si les répartitions des entreprises selon leur part de salariés en dessous de 2,5 Smic (donc plus ou moins exposées au CICE) et en dessous de 1,6 Smic (donc plus ou moins exposées aux exonérations) se recoupent, elles ne sont pas identiques. Ainsi, parmi les 25 % d'entreprises les plus exposées au CICE, seulement la moitié fait partie du quartile des entreprises ayant la plus forte proportion de salariés en dessous de 1,6 Smic (28,2 % d'entreprises font partie du troisième quartile d'exonérations et 14,7 % du deuxième quartile). Il n'est donc pas évident de relier la forte exposition au CICE et la part de bas salaires ;
- les résultats ci-dessus peuvent également être lus comme la manifestation que le CICE joue un rôle relativement moins important en termes de coût du travail, et donc d'impact sur l'emploi, pour les entreprises à bas salaires. Pour ces dernières, le principal facteur affectant leur décision en termes de coût sont les exonérations de cotisations sociales (de l'ordre de 28 points par rapport au taux normal de cotisations employeurs) et la baisse de 4 puis de 6 points liée au CICE, bien que non négligeable, joue un rôle marginal. À cela s'ajoute le fait que le CICE, compte tenu de son caractère fiscal et décalé dans le temps, est peut-être moins un marqueur de coût du travail pour ces entreprises que ne le sont les exonérations de cotisations sociales. En suivant ce raisonnement, il apparaît même envisageable que l'effet du CICE puisse être relativement plus sensible pour des niveaux de rémunérations intermédiaires, plus éloignées du Smic, pour lesquelles les entreprises ne bénéficiaient pas jusqu'en 2016 de dispositif de baisse de coût du travail.

Comme l'évoquent différents rapporteurs sur cette étude (voir annexe 3), cette analyse selon le niveau de salaire mériterait des investigations complémentaires.



CHAPITRE 2

L'ANALYSE DU CICE AU NIVEAU MACROÉCONOMIQUE

Les travaux de l'OFCE se déroulent en deux temps. Dans un premier temps, l'effet du CICE est étudié au niveau des branches d'activité, sur la base des comptes nationaux. Il s'agit d'estimer économétriquement les élasticités au CICE des variables d'intérêt (l'emploi, les salaires, les prix de valeur ajoutée, les prix à l'exportation ou l'investissement) au niveau sectoriel. Cette étape demeure une analyse en équilibre partiel, puisque l'effet reste estimé secteur par secteur, sans tenir compte du bouclage macroéconomique.

Dans un second temps, des simulations sont effectuées en incorporant certains résultats obtenus lors de la première étape dans un modèle macrosectoriel afin de simuler des résultats tenant compte des effets de bouclage et l'impact du financement de la mesure.

1. Une approche *ex post* originale s'appuyant sur données macrosectorielles

La première étape constitue une approche relativement originale, voire expérimentale, d'évaluation macroéconomique *ex post*. L'idée est comme pour une approche microéconomique d'essayer d'apprécier l'effet du CICE par rapport à une situation contrefactuelle, qui aurait prévalu en l'absence de cette politique. De même, elle repose sur « l'intensité de traitement relative » pour identifier l'effet du CICE perçu par les différents secteurs.

Cette étape se décompose en plusieurs temps :

1) En vue d'élaborer un contrefactuel pour la période d'étude (2013-2017), l'OFCE estime les déterminants des variables d'intérêt (emploi, salaire, prix, exportations, investissement) sur la période 1980-2012 à partir de modèles standards largement

mobilisés dans la littérature macroéconomique (modèles à correction d'erreur, prenant en compte les mécanismes d'ajustement à une cible de long terme ou les relations de co-intégration entre les variables).

2) Une fois les coefficients de ces modèles estimés, l'OFCE définit le contrefactuel à partir de ces mêmes équations sur la période 2013-2017, c'est-à-dire en calculant les valeurs des variables d'intérêt prédites par les modèles en l'absence du CICE, et ce pour chaque branche. Elle peut ainsi calculer sur cette période l'écart entre la valeur observée de chaque variable et celle « contrefactuelle » issue d'un modèle économique non affecté par le CICE. Un écart positif statistiquement significatif entre emploi « observé » dans la comptabilité nationale et niveau d'emploi simulé pour une branche une année donnée signifie que certains facteurs explicatifs, tels que des politiques publiques initiées après 2012, ont pu induire un surcroît d'emploi par rapport à ce que l'on pouvait attendre « normalement » de la dynamique de l'économie.

3) L'OFCE mesure pour chaque branche la créance de CICE dont elle a bénéficié, à partir des données produites par la Direction générale des finances publiques (DGFIP) sur les créances réellement déclarées par les entreprises¹ ventilées par branches. L'OFCE calcule ensuite un indicateur de traitement ou d'intensité du CICE en normalisant les créances par branche en les rapportant à la masse salariale (pour l'emploi et les salaires) ou à la valeur ajoutée (pour les prix à l'exportation, les prix de valeur ajoutée et l'investissement).

4) Enfin l'OFCE estime l'impact de cette variable d'intensité du CICE pour chaque branche, sur l'écart « valeur observée - valeur simulée » pour chacune des variables d'intérêt (variables expliquées), sur la période 2013-2017. Si cet impact est statistiquement significatif, on considère que le CICE a eu un impact sur la variable d'intérêt sur la branche en question.

Ce travail sectoriel a été effectué à différents niveaux de détail de la nomenclature d'activité (NACE). Il l'a d'abord été au niveau de décomposition en 17 branches puis en 38 branches. En pratique, quelques secteurs ont dû être, pour différentes raisons, exclus de l'analyse. Ainsi, l'approche la plus agrégée porte réellement sur

¹ Cette source est jugée préférable à l'utilisation de données issues des comptes nationaux trimestriels de l'Insee, qui suppose une approximation des créances de CICE via le poste D39 « subventions à la production ». Dans une précédente version des travaux de l'OFCE, ce sont ces données qui étaient mobilisées. Une analyse comparative par branche a été menée par l'OFCE entre le montant des « subventions à la production » et le montant des créances déclarées auprès de l'administration fiscale, révélant les imperfections de cette estimation du CICE. Néanmoins, l'approche par les données fiscales présente aussi des imperfections, notamment parce qu'elle repose sur une ventilation du CICE entre secteurs d'activité et non entre branches au sens de la comptabilité nationale.

16 branches¹, tandis que l'analyse la plus fine porte plus exactement sur 32 branches². Cette seconde décomposition est celle qui est privilégiée car elle permet d'avoir une analyse plus détaillée et notamment de mener, en plus des estimations globales sur l'ensemble des branches, des estimations séparées entre les branches productrices de « biens » et celles productrices de « services »³, afin de mettre en évidence des effets différents entre ces deux grands domaines du système productif. On peut en effet imaginer que les comportements – d'emploi, de salaire, de prix d'exportation ou d'investissement – diffèrent entre ces deux grandes familles (pour des raisons d'exposition à la concurrence internationale, par exemple).

Les estimations réalisées dans la dernière étape pour identifier l'effet du CICE l'ont été en panel, c'est-à-dire en considérant l'ensemble des années d'observation. Des analyses en coupe, c'est-à-dire année par année entre 2013 et 2017, ont aussi été réalisées. L'approche en panel permet de disposer de plus d'observations pour la qualité de l'estimation, tandis que celle en coupe permet de tester une éventuelle dynamique dans le temps de l'effet du CICE.

La méthode présente certains avantages mais également des limites. Elle est moins sujette aux biais de sélection et de cylindrage inhérents à la constitution d'un panel d'entreprises au niveau micro-économétrique. Les effets mesurés intègrent de fait les effets du CICE sur les entreprises nouvellement créées ou celles qui disparaissent au cours de la période considérée pour l'évaluation à l'intérieur d'un même secteur. Ces biais peuvent être particulièrement importants lorsqu'on estime les effets à moyen terme (au bout de quelques trimestres ou quelques années).

Cette méthode, qu'elle porte sur la désagrégation de l'économie en 17 ou 38 branches, repose toutefois sur un nombre d'observations beaucoup plus limité que dans les analyses micro-économétriques, d'où une puissance statistique bien plus faible, c'est-à-dire une plus faible capacité à identifier des relations statistiques significatives.

¹ La cokéfaction et le raffinage ayant été exclus en raison de comportements assez spécifiques à ce secteur.

² Sur les 38 postes de la NACE, seules 32 branches ont été conservées dans l'analyse, 6 étant exclues de l'analyse. Les branches OZ (administration publique) et PZ (enseignement) ont été exclues du fait de créances quasi nulles (employeurs peu assujettis à l'impôt sur les sociétés) et de la difficulté à modéliser leur comportement ; les branches TZ (activités des ménages) et UZ (activités extraterritoriales) car elles ne sont pas assujetties au CICE ; et les branches CD (cokéfaction et raffinage) et DZ (production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné) en raison du nombre limité d'entreprises ne permettant pas de rendre publiques des créances fiscales pour des raisons de secret statistique.

³ Par branches des biens, on entend les branches AZ-FZ relevant de l'agriculture, l'industrie et la construction. Les branches des services (GZ-SZ hors branches exclues précédemment) relèvent du commerce, du transport, de l'hébergement-restauration, de l'audiovisuel et des télécommunications, des activités financières et d'assurance, des activités scientifiques et techniques, des services administratifs et de soutien, des activités de santé, sociales et culturelles.

Ce faible nombre d'observations rend aussi plus difficile le contrôle d'autres mesures coïncidentes tels le Pacte de responsabilité ou la Prime à l'embauche. Par ailleurs, le contrefactuel construit repose sur des hypothèses structurelles fortes. Si le modèle de comportement est mal spécifié, cela peut entraîner des biais d'estimation, notamment pour les branches non marchandes dont les comportements peuvent s'écarter fortement de la logique sous-tendant le comportement des branches marchandes.

La mesure du CICE par branche à partir de données fiscales présente aussi quelques limites, car l'agrégation par secteur d'activité principale des entreprises peut en partie manquer de cohérence avec les données agrégées par branche de la comptabilité nationale.

Dans ses estimations, l'équipe de l'OFCE utilise plusieurs pondérations dans ses régressions. Dans l'optique d'identifier des effets macroéconomiques, il convient en effet de donner un poids à chaque secteur « cohérent » avec son poids dans l'économie. L'OFCE privilégie néanmoins la pondération des secteurs en fonction du nombre d'entreprises, pour assurer la cohérence avec l'approche micro-économétrique de l'équipe TEPP et envisager une comparabilité, au moins en ordre de grandeur, avec ses résultats. D'autres pondérations, tels la masse salariale, l'emploi ou la valeur ajoutée, sont aussi testées pour voir si elles conduisent à des résultats sensiblement différents, et dans ce cas permettre de diagnostiquer un problème de spécification, par exemple lié à la non-linéarité des effets en question.

Enfin, l'OFCE a réalisé ses estimations sur la période 2013-2016, puis 2013-2017 lorsque les données de 2017 ont été rendues disponibles. Comme nous le verrons, l'inclusion de l'année 2017 tend à renforcer certains effets, mais elle soulève de nombreuses questions sur la capacité des estimations à prendre en compte certains phénomènes ou politiques émergeant dans le temps en marge du CICE.

2. Des effets sectoriels globalement convergents avec les analyses micro-économétriques

2.1. Des effets sur l'emploi et les salaires

L'OFCE analyse ici l'effet du CICE sur l'écart entre « emploi salarié des personnes physiques » observé et simulé.

Sur l'ensemble des branches, l'OFCE identifie une relation positive entre ces variables, ce qui signifie que plus une branche a bénéficié du CICE (en proportion de sa masse salariale) par rapport à une autre, plus l'emploi observé s'est avéré supérieur à l'emploi

« attendu ou prédit ». Mais la significativité et la valeur des coefficients dépendent de la pondération retenue pour les secteurs : la relation n'est pas significative pour la pondération par le nombre d'entreprises ou la valeur ajoutée ; et sur 2013-2016, 1 point de CICE (rapporté à la masse salariale superbrute) aurait augmenté l'emploi d'une branche entre 0,5 % et 1,2 % par rapport à une autre branche, selon la pondération retenue (masse salariale, emploi, ou aucune pondération).

L'échantillon de 32 branches permet de scinder l'analyse entre branches productrices de « biens » et branches productrices de « services ». Les résultats sont plus robustes aux pondérations lorsque l'échantillon est ainsi divisé. Alors que le CICE ne semble pas associé à des créations/sauvegardes d'emplois dans les branches des biens (agriculture, industrie, construction), les coefficients sont systématiquement significatifs dans les services. Ils semblent également plus stables en termes de magnitude, ce qui s'explique par une plus grande homogénéité des secteurs au sein de ces sous-échantillons. Dans les services, sur la période 2013-2016, 1 point de CICE aurait augmenté l'emploi entre 0,38 % et 0,62 %, en fonction de la pondération retenue. Cela étant dit, comme le souligne Adrien Lagouge (Insee, voir annexe 4), ces différentes pondérations ne devraient théoriquement modifier que les variances des estimations, et non les estimations elles-mêmes, du moins asymptotiquement. Or les travaux de l'OFCE aboutissent au contraire à des estimations contrastées selon le choix de la pondération. La faible taille de l'échantillon peut expliquer cela¹.

En définitive, les résultats ci-dessus suggèrent que l'effet positif direct du CICE sur l'emploi se serait visiblement matérialisé dans les activités de services, mais ne serait pas visible dans celles des biens. Cette conclusion est à prendre avec prudence puisque la décomposition biens/services reste « grossière » et que le nombre limité d'observations ne permet pas d'affiner l'analyse au-delà de la répartition en 32 branches.

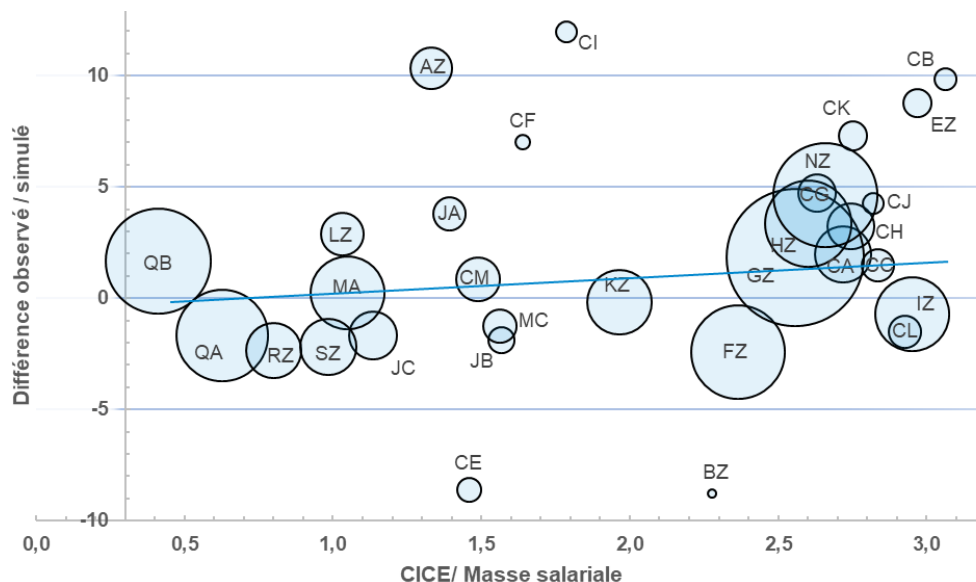
Des tests de robustesse des effets du CICE sur l'emploi ont été menés et tendent à les confirmer².

¹ En outre, une analyse plus approfondie de l'hétéroscédasticité des résidus mériterait d'être conduite, notamment pour tenir compte de la structure en clusters des observations portant sur des entreprises d'un même secteur.

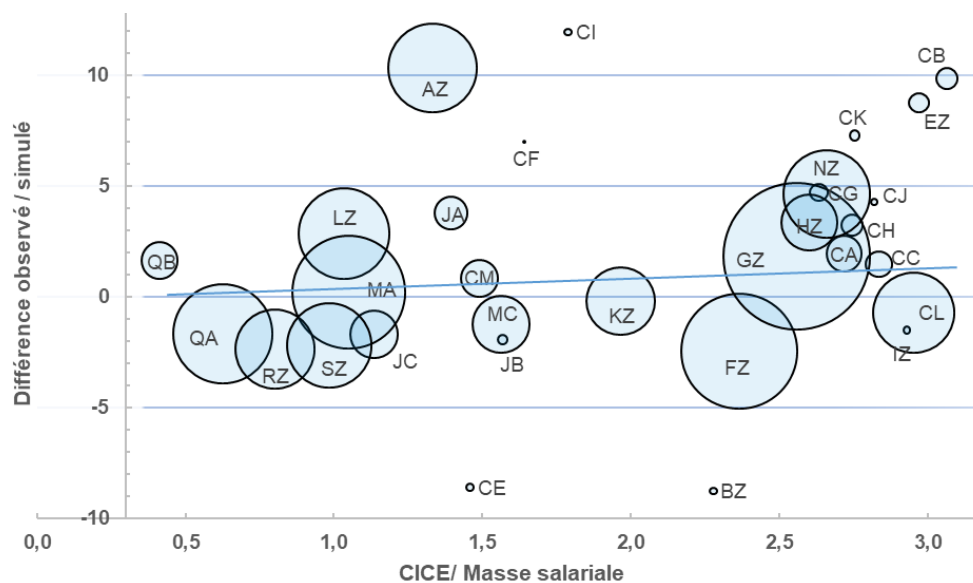
² Un test consiste à estimer le lien entre le CICE de chaque branche et l'emploi en 2012, alors même que celui-ci n'existait pas. Si on trouvait un lien entre le CICE touché par les branches en 2013 et l'écart entre emploi observé et simulé en 2012, cela signifierait qu'on capte en réalité via le CICE l'effet d'autres mesures qui lui sont préalables. Les résultats trouvés ne montrent pas un tel effet significatif et donc confortent l'idée d'un effet du CICE sur l'emploi entre 2013 et 2017.

Graphique 1 – Relation entre CICE (rapporté à la masse salariale) et différence entre emploi observé/simulé, sur l'année 2016

A. Pondération par l'emploi sectoriel



B. Pondération par le nombre d'entreprises



Champ : ensemble des branches d'activité (hors MB), en 2016. AZ : Agriculture, sylviculture et pêche. BZ : Industries extractives. CA : Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac. CB : Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure. CC : Travail du bois, industries du papier et imprimerie. CE : Industrie chimique. CF : Industrie pharmaceutique. CG : Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques. CH : Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements. CI : Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques. CJ : Fabrication d'équipements électriques. CK : Fabrication de machines et équipements. CL : Fabrication de matériels de transport. CM : Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements. DZ : Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné. EZ : Production et distribution d'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution. FZ : Construction. GZ : Commerce ; réparation d'automobiles et de motocycles. HZ : Transports et entreposage. IZ : Hébergement et restauration. JA : Edition, audiovisuel et diffusion. JB : Télécommunications. JC : Activités informatiques et services d'information. KZ : Activités financières et d'assurance. LZ : Activités immobilières. MA : Activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie, de contrôle et d'analyses techniques. MB : Recherche-développement scientifique. MC : Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques. NZ : Activités de services administratifs et de soutien. QA : Activités pour la santé humaine. QB : Hébergement médico-social et social et action sociale sans hébergement. RZ : Arts, spectacles et activités récréatives. SZ : Autres activités de services.

Source : OFCE (2020), *Évaluation de l'impact du CICE*, op. cit.

La prise en compte de l'année 2017, en matière d'effet du CICE sur l'emploi, renforce l'ampleur des résultats, avec une élasticité dans les services compris entre 0,7 et 1,0. Il est certes possible que cet effet plus fort traduise une plus grande appropriation par les entreprises, et un effet du CICE qui croîtrait avec le temps. Mais l'estimation des effets du CICE apparaît particulièrement fragile cette année.

L'effet renforcé pourrait s'expliquer par le fait que l'année 2017 est particulière en termes de CICE. D'une part, le taux de CICE a été relevé spécifiquement pour cette année-là à 7 % contre 6 % les années précédentes. Par ailleurs, l'annonce de sa transformation par le nouveau gouvernement – donc en quelque sorte de sa pérennisation¹ – sous la forme d'un allègement de cotisations sociales pourrait avoir joué sur les anticipations pour renforcer son impact. En effet, entre 2013 et 2016, la question de la pérennité du CICE a plusieurs fois été posée, ce qui n'est pas de nature à ce que les entreprises l'intègrent durablement dans leurs calculs économiques et leurs décisions. D'autre part, on raisonne dans les travaux de l'OFCE – mais aussi dans les travaux microéconomiques – sur les créances auxquelles ont droit les entreprises (en fonction de leur masse salariale inférieure à 2,5 Smic) comme étant les facteurs déterminant leur comportement. Cependant il convient de rappeler que les entreprises n'ont réellement « consommé » ces créances, c'est-à-dire « touché » financièrement les montants correspondants qu'au fil du temps, selon leur capacité à déduire cette créance de leur impôt dû. Elles disposaient potentiellement de trois ans pour l'imputer sur leur impôt sur les sociétés, période au bout de laquelle le reliquat non imputé était restitué définitivement par l'administration fiscale aux entreprises. Ainsi l'année 2017 est la première pour laquelle les entreprises ont bénéficié de cette restitution finale, au titre des créances contractées au titre des salaires de 2013, et s'est donc caractérisée par une augmentation des consommations et restitutions du CICE². Ces restitutions et consommations sont probablement corrélées aux créances 2017, ce qui peut biaiser les résultats de l'OFCE à la hausse.

Une autre explication pourrait tenir à l'existence d'autres dispositifs publics mis en place progressivement entre 2015 et 2017, et dont l'effet ne peut être contrôlé dans les estimations réalisées au niveau sectoriel. Outre le Pacte de responsabilité et de solidarité monté en puissance à partir de 2015³, la prime à l'embauche pour les PME mise en place en 2016 est un dispositif susceptible d'avoir eu un effet emploi en 2017 corrélé au CICE.

¹ Le ciblage de l'allègement jusqu'à 2,5 Smic a en effet été conservé.

² Voir le [rapport 2018 du comité d'évaluation du CICE](#) rendant compte des créances et consommation du CICE au fil du temps, notamment pour le millésime 2013.

³ Dont des mesures de baisses de cotisations « famille » en deux temps, voir le [rapport CICE 2018](#).

Selon la même méthode, l'OFCE cherche à identifier l'effet **du CICE sur les salaires** moyens par tête (SMPT), sur la période 2013-2017. Un effet positif sur les salaires sur l'ensemble de l'échantillon apparaît significatif, mais l'analyse plus fine tend là aussi à montrer que cet effet relève plus particulièrement des branches des services, car il n'est pas ou peu significatif sur le sous-échantillon des branches relevant des biens.

Selon le type de pondération utilisé, la magnitude de cet effet varie dans les services : un différentiel de 1 point de CICE (rapporté à la masse salariale) entre deux branches induirait une augmentation du SMPT de 0,59 % à 1,23 % selon le type de pondération. À la différence de ce qui est observé pour l'emploi, l'inclusion de l'année 2017 ne semble pas modifier la magnitude de cet effet.

2.2. Des effets plus complexes sur les exportations, les prix et l'investissement

L'effet du CICE sur la compétitivité et par conséquent sur les exportations est l'un des enjeux majeurs soulevés depuis le début de l'évaluation¹. Les travaux micro-économétriques déjà menés sur ce sujet sur les premières années du dispositif ne faisaient pas apparaître d'effet sur les exportations à court terme, tant sur les volumes que sur les prix².

L'analyse macrosectorielle menée par l'OFCE s'est intéressée à **l'impact du CICE (rapporté à la valeur ajoutée de chaque branche) notamment sur les prix d'exportation des branches**, pour voir s'il a pu servir à améliorer la compétitivité des branches exportatrices. L'analyse menée initialement sur l'ensemble des 17 branches ne faisait pas ressortir d'effet tant sur les prix que sur les volumes d'exportation. Ce n'est plus le cas lorsqu'on intègre un niveau de décomposition plus fin des branches, ce qui permet notamment de mieux prendre en compte les branches industrielles dont les comportements en termes d'exportation sont plus sensibles.

¹ Des travaux menés pour le comité d'évaluation sur le champ manufacturier ont visé à estimer quel pouvait être, sous l'hypothèse d'une transmission du CICE sur la baisse des coûts salariaux unitaires, l'impact a priori du CICE sur la marge intensive et extensive des exportations. Voir Guillou S. (2018), *Évaluation de l'effet du CICE sur l'investissement corporel des entreprises à travers la contrainte financière*, rapport d'évaluation pour France Stratégie, OFCE, octobre.

² Ces travaux notent que le CICE n'aurait pas exercé d'impact significatif sur les prix à l'exportation, tout comme sur les volumes exportés (Carbonnier *et al.*, 2016, rapport d'évaluation du CICE pour France Stratégie). Le *rapport 2016 du comité d'évaluation* soulignait cependant que cette absence d'effet à court terme n'excluait pas que le CICE « distribué en 2013 et 2014 pourrait dans les années à venir augmenter le niveau des exportations de l'ordre de deux points, grâce à l'amélioration de la compétitivité-prix des entreprises induite par la baisse des coûts de production (et en tenant compte du caractère partiel de cette transmission) ».

Ainsi les estimations au niveau de la nomenclature NA38 sur un ensemble de 14 branches exportatrices (dont l'essentiel est donc dans l'industrie)¹ font ressortir un effet négatif significatif, suggérant que plus une branche a bénéficié du CICE (en pourcentage de sa valeur ajoutée), plus l'évolution observée des prix d'exportation a été inférieure à celle prédite par le modèle en l'absence de CICE. Autrement dit, cela tendrait à souligner que le CICE a pu effectivement participer à la modération des prix à l'exportation des entreprises françaises dans l'industrie. Ce résultat est toutefois fragile et doit avant tout être considéré comme une tendance plausible. L'ampleur de l'effet semble en effet peu réaliste. Les écarts mesurés entre prix d'exportation simulés et observés sont particulièrement élevés, et la magnitude de l'effet associé à ce canal paraît disproportionnée au regard des montants de CICE touchés par ces secteurs. Par ailleurs, certains tests de robustesse effectués ne sont pas totalement concluants².

L'analyse plus générale de l'**effet du CICE sur les prix**, ici mesurés comme les prix de la valeur ajoutée, aboutit également à un diagnostic mitigé. L'idée était de voir si – au-delà des exportations – le CICE avait été répercuté dans les différentes branches sur les prix, se diffusant ainsi à l'ensemble de l'économie. Deux canaux sont envisagés : d'une part les entreprises ont pu répercuter le CICE qu'elles ont directement touché (au regard de leur masse salariale) sur le prix de leur production (c'est-à-dire le prix de la valeur ajoutée qu'elles produisent). D'autre part, en plus du précédent effet direct, par le jeu des consommations intermédiaires certaines entreprises ont pu bénéficier du CICE des branches qui leur fournissent des biens et services et l'ont également répercuté – dans des proportions variables selon leur comportement de marge – sur leurs propres prix.

L'analyse menée sur l'ensemble de l'échantillon³, puis en séparant les branches des biens et celles des services pour appréhender l'effet direct, fait ressortir des coefficients

¹ Les branches pas ou peu exportatrices sont en effet exclues de cette partie de l'analyse, en particulier les services abrités. Seules 14 branches sont retenues, 12 relevant de l'industrie manufacturière (de CA à CM, hors cokéfaction et raffinage), auxquelles s'ajoutent la branche des activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie de contrôle et d'analyses techniques (MA) et celle des transports et de l'entreposage. Sont donc exclues : agriculture (AZ), industries extractives (BZ), production et distribution d'électricité, gaz et eau (DZ-EZ), construction (FZ), commerce et réparation automobile (GZ), hébergement-restauration (IZ), activités financières et assurance (KZ) services immobiliers (LZ), audiovisuel, télécommunication et informatique (JA-JC), recherche et développement scientifique et autres activités scientifiques et techniques (MB-MC), activités de services administratifs et de soutien (NZ), administration publique (OZ) enseignement (PZ), santé et médico-social (QA), arts et spectacles (RZ).

² Pour tester la robustesse de ce résultat, l'OFCE a régressé le CICE touché par les branches en 2013 sur l'écart entre prix de la valeur ajoutée observé et prix de la valeur ajoutée simulé pour l'année 2012 ; en théorie, s'il y a un effet réel du CICE, on ne devrait pas identifier d'effet significatif puisque le dispositif n'existait pas en 2012. Or certaines de ces estimations réalisées font ressortir des effets à la limite de la significativité lorsqu'elles sont pondérées par exemple par le nombre d'entreprises.

³ 29 branches sur les 38 de la NACE ont été retenues dans cette analyse.

très variables en termes de significativité et de magnitude, et sensibles au choix de la pondération, suggérant une forte hétérogénéité entre branches. Seule la pondération des branches par le poids de leurs exportations dans la valeur ajoutée fait ressortir un effet négatif, ce qui tend à rejoindre le résultat précédent d'un impact du CICE sur les prix à l'exportation. Les entreprises des branches les plus exposées à la concurrence internationale, et donc soumises à une pression sur leurs prix, auraient été les plus susceptibles de répercuter le CICE sous la forme d'une modération de leurs prix.

La prise en compte, en plus de l'effet direct, du canal indirect lié à la diffusion des effets prix par les consommations intermédiaires entre branches fait ressortir des effets plus nets, et cohérents, notamment lorsqu'on distingue les secteurs des biens et les secteurs des services. Des coefficients significativement négatifs ressortent – quelle que soit la pondération – dans les branches productrices de biens (industrie notamment, construction et agriculture), ce qui tendrait à confirmer que dans celles-ci, plus elles ont bénéficié du CICE directement et indirectement par une baisse du coût de leurs intrants, plus elles l'ont répercuté sur leurs propres prix. À l'inverse, pour les branches des services, les coefficients sont plus inconstants et moins significatifs, ce qui ne permet pas d'envisager une transmission sur leurs prix.

Comme pour les prix d'exportation, si l'effet du CICE sur les prix semble exister, sa quantification pose problème, car la magnitude des coefficients induirait un niveau de CICE répercuté sur les prix difficilement conciliable avec les montants effectivement perçus par ces branches.

Enfin, l'OFCE s'est penché sur **l'effet du CICE sur l'investissement**. Les estimations, tant sur l'ensemble de l'échantillon des branches que séparément entre biens et services, ne permettent pas de conclure à un effet du dispositif sur l'investissement. Dans les branches productrices des biens, les coefficients (bien que potentiellement positifs quelle que soit la pondération) sont non significatifs dès lors qu'ils sont pondérés par la valeur ajoutée, la masse salariale ou le nombre d'entreprises. Seule l'estimation sans aucune pondération fait ressortir un effet significativement positif sur l'investissement, mais il n'est dans ce cas pas possible d'en déduire un impact macroéconomique puisque cela peut être lié à quelques branches ayant un poids mineur dans l'économie.

En résumé, les travaux de l'OFCE au niveau des branches tendent, avec toutes les précautions évoquées, à conclure :

- à un effet plutôt positif sur l'emploi et les salaires des entreprises des branches productrices de services, où le partage de la valeur ajoutée est plus favorable à la

masse salariale. Dans ces branches, on n'identifie pas d'effet sur les prix de valeur ajoutée :

- à l'inverse, dans les branches productrices des biens (industrie, agriculture et construction), qui sont notamment plus exposées à la concurrence internationale, l'impact du CICE n'aurait pas ou peu porté sur l'emploi et les salaires, mais aurait plus été mobilisé dans une logique de compétitivité pour modérer les prix, et possiblement ceux à l'exportation. Néanmoins, ces effets prix, s'ils sont identifiables comme tendance, demeurent difficilement interprétables en termes d'ampleur ;
- dans les deux domaines des biens et des services, il n'est pas possible d'établir un effet réellement significatif du CICE sur l'investissement.

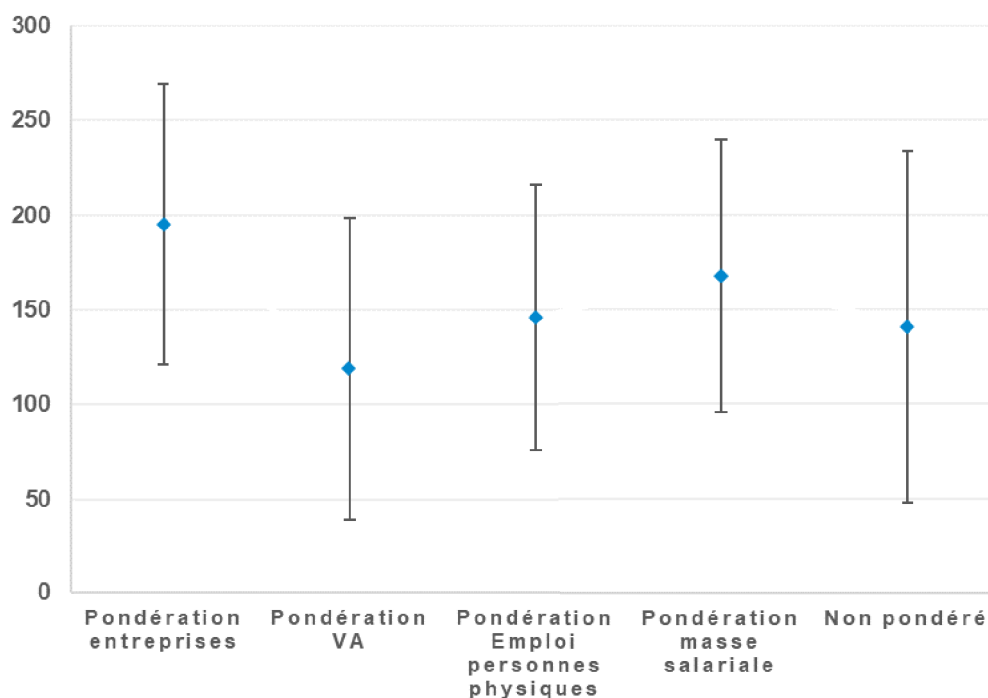
3. De la quantification des effets au bouclage macroéconomique

3.1. Les hypothèses tirées de l'analyse sectorielle

Les résultats précédents ne permettent réellement d'envisager une quantification des effets que pour l'emploi et les salaires, les coefficients estimés sur les prix n'étant pas compatibles en termes de magnitude.

À partir des coefficients significatifs sur l'emploi sur le seul champ des branches des services, sur la période 2013-2016 (afin d'éviter une surestimation liée à l'année 2017), une fourchette d'estimation du volume d'emplois créés ou sauvegardés peut être avancée (voir graphique 2). Il s'agit à ce stade, rappelons-le, d'une analyse partielle puisque cumulant des effets sectoriels en équilibre partiel, sans tenir compte des effets de bouclage macroéconomiques. Dans le champ des services, l'estimation varie entre 150 000 emplois (avec une pondération des branches par l'emploi salarié) à près de 200 000 emplois en pondérant les branches par leur nombre d'entreprises. Les écarts-types de ces estimations sont cependant importants (de 125 000 à 265 000 par exemple pour la pondération par le nombre d'entreprises). C'est cette estimation qui est la plus proche de l'estimation micro-économétrique, à cela près qu'elle intègre en plus les effets de bouclage intrasectoriels et l'effet sur la démographie des entreprises.

Graphique 2 – Emplois créés ou sauvés selon la pondération retenue (en milliers) : point estimé et +/- un écart type



Source : OFCE (2020), *Évaluation de l'impact du CICE*, op. cit.

3.2. Simulation avec bouclage macroéconomique

La dernière étape consiste à introduire certains des résultats issus de l'analyse sectorielle précédente dans un modèle macroéconomique pour simuler un effet global du CICE tenant compte des effets de bouclage – c'est-à-dire les interdépendances entre secteurs et entre agents économiques, du fait de la consommation induite par la distribution des salaires par exemple, puis de l'effet du financement public du CICE.

En 2018, l'OFCE avait procédé à un exercice de ce type, sur la base du modèle macroéconomique *e-mod*, en y incorporant certaines des élasticités estimées dans les analyses microéconomiques issues des travaux de l'équipe TEPP.

L'exercice réalisé ici diffère à deux niveaux :

- le modèle macroéconomique utilisé est le modèle Three-ME de l'OFCE qui permet une analyse sectorielle plus fine dans le cadre d'un équilibre général représentant l'ensemble de l'économie (voir encadré 3) ;

- ce modèle est « calé » sur certains des résultats macrosectoriels issus de la première phase sur un même échantillon, et non plus à partir des résultats issus des travaux micro-économétriques.

L'inclusion des résultats des estimations de la première étape dans Three-ME se fait à l'aide de cales appliquées aux équations d'emploi et de salaire sectorielles. Les hypothèses retenues pour ce calage sont celles correspondant aux effets emploi dans les services sur 2013-2016 avec une pondération par le nombre d'entreprises, soit près de 200 000 emplois. Pour les salaires, les estimations retenues sont celles sur la période 2013-2017 pour les services, avec la pondération par le nombre d'entreprises.

Comme évoqué précédemment, en l'absence d'effet sur l'investissement et en raison de la difficulté à prendre en considération le niveau des effets prix (exportation et valeur ajoutée) identifiés pour le secteur des biens, les équations liées aux autres variables d'intérêt sont inchangées par rapport à la calibration « classique » du modèle. Après avoir calibré les cales, l'équipe de l'OFCE effectue une simulation macroéconomique intégrant ces cales.

L'évaluation de politiques publiques au sein d'un modèle d'équilibre général repose sur la comparaison d'un scénario tendanciel (aussi appelé « *business as usual* » ou « scénario de référence ») et d'un scénario incluant la politique à évaluer. L'impact estimé résulte de la différence entre les résultats des deux simulations. Le scénario de référence est ici construit autour d'une hypothèse de croissance annuelle tendancielle de 1,2 %. L'évaluation du CICE se fait donc en comparant la valeur des variables d'intérêt suite à l'incorporation des cales résultant du CICE avec le scénario central « *business as usual* ».

Encadré 3 – Le modèle Three-ME de l'OFCE

Conçu initialement pour évaluer les impacts économiques de politiques environnementales et énergétiques à moyen et long terme au niveau macroéconomique et sectoriel, le modèle Three-ME est parfaitement adapté pour réaliser des évaluations macroéconomiques sectorielles de politiques économiques plus généralistes.

Three-ME est un modèle d'équilibre général keynésien, dans lequel les prix sont rigides et n'équilibrent pas systématiquement l'offre et la demande. Ce cadre théorique est mieux adapté pour l'analyse des politiques économiques car il fournit des informations concernant la phase de transition des effets d'une politique (et pas seulement une analyse de long terme). En cohérence avec la

théorie keynésienne, l'égalité entre l'offre et la demande est satisfaite en supposant que la demande détermine l'offre. Sa désagrégation sectorielle permet l'analyse des effets du transfert d'activité d'un secteur à un autre, notamment en termes d'emplois, d'investissement, de consommation d'énergie et de commerce extérieur.

Par rapport à la plupart des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne de l'économie française, Three-ME présente l'avantage d'être structuré autour d'une désagrégation multisectorielle relativement détaillée. Dans sa calibration principale, il dispose d'une segmentation en 37 secteurs économiques. Dans le cadre des travaux d'évaluation du CICE, Three-ME a été complètement recalibré pour correspondre à la classification A38.

La structure du modèle permet d'identifier l'hétérogénéité des impacts macroéconomiques à une résolution sectorielle fine. En particulier, Three-ME tient compte de l'effet du transfert d'activité d'une branche à l'autre sur l'emploi, les salaires, la balance commerciale, la demande et la croissance.

Dans un premier temps, l'OFCE simule un scénario avec « absence de financement », c'est-à-dire que le CICE n'aurait été financé ni par des prélèvements obligatoires supplémentaires, ni par des baisses de dépenses publiques. Un tel scénario suppose donc un financement intégral par le déficit public, ce qui dans un modèle d'inspiration keynésienne, produit un fort effet d'entraînement macroéconomique. C'est implicitement le scénario retenu dans les évaluations microéconométriques, sauf que celles-ci n'intègrent pas précisément l'effet de bouclage keynésien.

Dans un scénario alternatif, le CICE est intégralement financé au fil du temps. Reprenant les hypothèses formulées en 2018¹, il est alors supposé que le CICE s'est accompagné d'une hausse de prélèvements obligatoires en 2014 et 2015, et d'économie sur les dépenses publiques étalées sur trois ans entre 2015 et 2017.

¹ Voir le [rapport 2018 du comité d'évaluation](#), p. 28. En 2015, le financement intégral reposait sur une hausse des prélèvements (via la hausse de la TVA de 6 milliards d'euros intervenue en 2014 et la hausse progressive de la fiscalité écologique de 2,5 milliards d'euros en 2014 puis 1,5 milliard supplémentaire en 2015). Pour le volet « dépenses publiques », l'équipe de l'OFCE a été contrainte de faire des hypothèses, faute de détails fournis par la puissance publique sur le type précis des économies effectuées en dépenses. Une réduction de 8 milliards d'euros a ainsi été appliquée, en répartissant l'effort budgétaire sur l'investissement public, les consommations intermédiaires et la masse salariale versées par les administrations publiques, ainsi que sur les prestations sociales. En outre, la baisse de dépenses est supposée monter en puissance progressivement, à compter de 2015 et sur trois ans.

Dès lors les estimations effectuées sur la période 2013-2016 supposent un financement partiel, le dernier tiers des baisses de dépenses n'ayant pas eu lieu, tandis que les estimations présentées en 2017 impliquent un financement total du dispositif.

Ces hypothèses sur le financement tiennent en partie aux annonces qui avaient été faites *a priori* sur le financement du CICE. Dans les faits, il est cependant difficile de savoir comment et dans quelle mesure s'est effectué le financement du CICE, et ces hypothèses doivent être considérées comme illustratives.

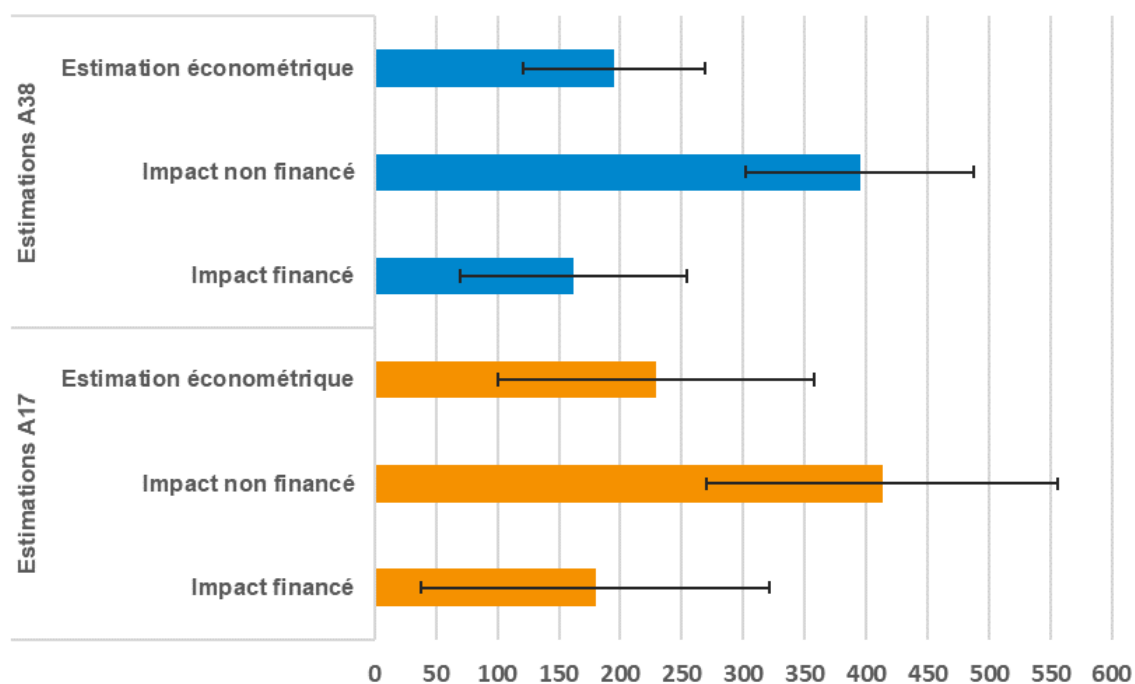
Les résultats suggèrent pour l'estimation sur la seule base des effets sur 32 secteurs dans les services (période 2013-2016, avec pondération par le nombre d'entreprises) un effet de l'ordre de 400 000 emplois. Le bouclage du modèle macroéconomique avec financement total en 2017 ramène cet effet à 160 000 emplois¹. Ici aussi les écarts-types des estimations sont larges (voir graphique 3).

Cette estimation de 400 000 emplois dans le scénario non financé paraît élevée, supérieure aux estimations *ex ante* de la Direction générale du Trésor en 2013-2014, alors même que les effets prix ont été mis conventionnellement à zéro dans l'industrie, et que dans les services, l'année 2017 a été exclue de l'estimation de l'élasticité de l'emploi car elle conduisait à des résultats jugés élevés.

Ces simulations, indicatives, souffrent de nombreuses limites : les incertitudes et hypothèses faites sur le financement du CICE, le choix de la pondération pour caler les effets emploi et salaire au niveau sectoriel et le ciblage exclusif des effets emplois sur les services. On peut notamment regretter l'impossibilité de prendre en compte l'effet du CICE sur les prix et de ce fait son effet de diffusion entre branches, ou encore l'absence d'effet quantifiable sur l'investissement. Comme souligné par Anne Epaulard (université Paris Dauphine, rapport en annexe 4), certaines hypothèses méritent toutefois d'être étayées, en particulier l'hypothèse d'une vitesse d'ajustement des variables à leur cible qui serait constante entre tous les secteurs. Une analyse approfondie, mesurant notamment la sensibilité des résultats à ces paramètres d'ajustement, mériterait d'être menée.

¹ Avec ce scénario, l'effet sur le PIB serait quasi nul en 2017.

Graphique 3 – Effets du CICE sur l'emploi en 2017, en milliers d'emploi



Source : OFCE (2020), *Évaluation de l'impact du CICE*, op. cit., p. 55



ANNEXES



ANNEXE 1

COMPOSITION DU COMITÉ DE PILOTAGE TECHNIQUE

Un comité technique a été constitué pour suivre et expertiser les travaux de recherche sur les effets microéconomiques et macroéconomiques du CICE. Il est composé de chercheurs ou experts en méthodes économétriques d'évaluation des politiques publiques et de représentants d'administrations productrices de données.

Pilotage France Stratégie

Cédric AUDENIS, commissaire général adjoint de France Stratégie

Antoine NABOULET, département Travail, Emploi et Compétences

Adam BAÏZ, département Économie

Amandine BRUN-SCHAMMÉ, département Travail, Emploi et Compétences

Guilhem TABARLY, département Économie

Membres

Thomas BOURDAIS, Direction générale du Trésor

Anne EPAULARD, université Paris Dauphine, conseillère scientifique à France Stratégie

Gérard FORGEOT, DGFIP

Sébastien GROBON, Dares

Marie KHATER, Direction générale du Trésor

Cyrille HAGNERÉ, Acoss

Adrien LAGOUGE, Insee

Clémence LENOIR, Direction générale du Trésor

Fanny MIKOL, Dares

Benoît OURLIAC, Insee

Sébastien ROUX, Insee, CREST, Ined

Alain TRANNOY, EHESS, AMSE, conseiller scientifique à France Stratégie



ANNEXE 2

COMPOSITION DES ÉQUIPES TEPP ET OFCE

Équipe de la fédération TEPP

Fabrice GILLES, université de Lille, LEM et TEPP

Yannick L'HORTY, université Gustave Eiffel, ERUDITE et TEPP

Ferhat MIHOUBI, université Paris-Est Créteil, ERUDITE et TEPP

Équipe de l'OFCE (évaluation macroéconomique)

Bruno DUCOUDRE, Sciences Po Paris, OFCE

Éric HEYER, Sciences Po Paris, OFCE

Mathieu PLANE, Sciences Po Paris, OFCE

Raul SAMPOGNARO, Sciences Po Paris, OFCE

Xavier TIMBEAU, Sciences Po Paris, OFCE

Aurélien SAUSSAY, Sciences Po Paris, OFCE (au moment de la rédaction de l'étude)

Nicolas YOL, Sciences Po Paris, OFCE (au moment de la rédaction de l'étude)



ANNEXE 3

**RAPPORTS DE LECTURE
SUR L'ÉTUDE FINALE DE L'ÉQUIPE TEPP**

Alain Trannoy

Directeur d'études à l'EHESS et conseiller scientifique à France Stratégie

Le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) constitue un instrument fiscal à large spectre. Les entreprises sont restées très libres de l'utilisation de ce crédit d'impôt à l'impôt sur les sociétés (IS), même si le montant du crédit d'impôt était lui-même associé à la masse salariale en dessous de 2,5 Smic. À la limite, une entreprise qui n'employait que des robots ne bénéficiait pas de ce crédit d'impôt à l'IS.

Ce nouveau rapport approfondit la stratégie de recherche de l'équipe TEPP sur ce thème qui se caractérise par la prise en compte de l'hétérogénéité des entreprises quant à la réponse des entreprises au traitement, et ceci pour une raison essentielle : l'intensité de traitement varie d'une entreprise à une autre suivant la proportion des salariés payés en dessus de 2,5 Smic. En général, TEPP module la réponse au traitement en fonction de l'appartenance à un quartile d'entreprises lorsque les entreprises sont classées selon l'intensité du traitement. L'intérêt d'une telle approche est d'autoriser explicitement une réponse non linéaire au traitement et de s'affranchir d'une hypothèse d'une régularité linéaire de la réponse au traitement. Et effectivement, dans les rapports précédents, TEPP a toujours trouvé que la réponse positive au traitement était manifeste dans le dernier quartile correspondant aux entreprises les plus exposées au traitement relativement aux entreprises dont l'intensité du traitement est la plus faible, à savoir les entreprises du premier quartile.

La ligne de force du nouveau rapport, en sus de consolider les évaluations portant sur 2016 en s'appuyant sur les données définitives, est vraiment de rechercher le maximum de robustesse des résultats en multipliant les sources de données utilisées et en croisant les méthodes statistiques. Les résultats ont donc gagné en rigueur, en solidité et en précision.

À mon sens, sur le plan économique, l'élément le plus significatif de tous les changements apportés porte sur la dimension de l'appartenance à un groupe fiscal. Précédemment, les entreprises d'un même groupe étaient considérées comme des entités indépendantes. Cette fois-ci, les données de toutes les entreprises appartenant à un même groupe ont été consolidées au niveau de celui-ci. Cette façon de faire permet de capturer une prise de décision quant aux effets du CICE au niveau du groupe fiscal, dans la mesure où c'est à ce niveau que l'IS est payé et donc que le CICE est crédité.

En mobilisant le fichier PERIM de la DGFIP, les auteurs ont constitué un panel de 7 741 groupes fiscaux pérennes employant cinq salariés et plus, et couvrant 50 % de l'emploi salarié au sein des groupes fiscaux.

En procédant à une estimation conjointe sur les groupes fiscaux et les entreprises isolées, en quelque sorte les unités fiscales qu'elles soient groupées ou indépendantes, les auteurs retrouvent leur résultat obtenu dans les rapports précédents, à savoir un effet assez fort sur l'emploi pour les unités fiscales du quartile le plus exposé par rapport au quartile le moins exposé. L'effet est assez fort, car l'élasticité de l'emploi est estimée autour de 3, et reste concentré autour de l'année 2014.

Quand les auteurs estiment maintenant l'effet sur l'emploi sur les seuls groupes fiscaux, ils n'obtiennent pas d'effet du CICE sur l'emploi, même pour les groupes fiscaux du quartile le plus exposé. En revanche, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et le taux de marge de ces groupes augmentent toujours par rapport aux groupes du quartile le moins exposé. C'est un résultat nouveau et en réalité capital pour la compréhension du cheminement de l'impact du CICE. Dans les groupes fiscaux, la tête de groupe, l'entreprise holding, a fait écran par rapport aux filiales dans l'usage du CICE. Celui-ci a été considéré comme une simple réduction de l'impôt sur les sociétés – ce qu'il est objectivement aussi –, permettant d'améliorer ainsi la trésorerie du groupe, sa solvabilité et par voie de conséquence son taux de marge. En revanche dans les entreprises isolées, la perception dominante, ou du moins assez prégnante a été celle d'une réduction du coût du travail, permettant ainsi l'embauche ou le maintien de l'emploi plus affirmé, même si le taux de marge a aussi progressé. En conséquence, l'effet sur l'emploi est uniquement porté par les entreprises indépendantes et l'estimation sur celles-ci conduit à un gain de l'ordre de 75 000 emplois essentiellement concentré sur l'année 2014.

Ce rapport permet donc d'élucider l'énigme qui nimbait les estimations du CICE depuis le début des études sur les évaluations d'impact. La réponse des entreprises a été hétérogène suivant leur degré d'exposition, certes, mais aussi selon qu'elles sont indépendantes ou membres d'un groupe fiscal. Dans la seconde hypothèse, le CICE a été utilisé au « premier degré » comme un allègement d'IS. Toutefois, il ne faut pas en conclure qu'un allègement d'IS est forcément défavorable aux salariés, comme l'avaient enseigné les recherches de Habegger dans le cadre d'un modèle bisectoriel. Si l'effet direct est bien celui d'une augmentation de la rentabilité du facteur capital, le facteur travail peut aussi en bénéficier, via des effets d'équilibre général. Les groupes ont d'ailleurs augmenté leur masse salariale, sans augmenter l'emploi, ce qui implique des salaires plus élevés pour les personnes en place, ou/et des recrutements de personnes plus qualifiées.

La transformation du CICE en allègement de charge devrait mettre fin à cette ambiguïté du CICE, à cette dualité du CICE, et le comportement des groupes devrait s'aligner sur celui des entreprises indépendantes. C'est en tout cas la prédiction la plus plausible que l'on peut formuler à la suite de ces recherches de l'équipe TEPP.

Clémence Lenoir et Marie Khater

Direction générale du Trésor

Le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) a consisté en une créance fiscale pour les entreprises proportionnelle à la masse salariale brute en-dessous de 2,5 Smic entre 2013 et 2018. Au 1^{er} janvier 2019, il a été transformé en baisse du coût du travail pérenne. Politique publique importante par sa taille et ses enjeux, son coût budgétaire cumulé entre 2014 et 2018 s'élèverait à près de 68 milliards d'euros. Si le calcul de la créance fiscale dépend des salaires et de l'emploi au sein d'une entreprise, l'usage du CICE reste très ouvert et a pu être utilisé par les entreprises pour soutenir l'emploi, réaliser des investissements ou encore augmenter leurs marges.

Ce sixième rapport du TEPP permet d'évaluer l'effet du CICE sur l'emploi¹ et l'activité des entreprises sur la période 2014-2016. Ce nouveau rapport stabilise la méthodologie des estimations micro-économétriques des effets du CICE et du Pacte de responsabilité. L'estimation est conduite à partir de données microéconomiques d'entreprises individuelles et de groupes fiscaux sur l'emploi, les salaires, les montants de CICE perçus chaque année, ainsi que de variables comptables (investissement, export, dettes, etc.). La vaste majorité des entreprises en France ayant bénéficié du CICE, il n'est pas possible d'évaluer les effets du dispositif en comparant les entreprises bénéficiaires aux autres entreprises. Pour contourner cette difficulté, les auteurs ont classé les entreprises selon l'intensité de traitement, c'est-à-dire, le montant de CICE reçu relativement à leur masse salariale. Les effets du CICE sont donc évalués en comparant l'évolution de l'emploi avant et après la mise en place du CICE de quatre groupes d'entreprises bénéficiant du CICE à des intensités différentes. L'intensité de traitement dépend de la part des salaires en-dessous de 2,5 Smic versés dans une entreprise qui est éligible au CICE. Les auteurs prennent également en compte les corrélations systématiques entre l'intensité de traitement et des caractéristiques inobservées des entreprises (potentiel de croissance, etc.) en instrumentant l'intensité de traitement par l'exposition au CICE avant sa mise en place.

L'exploitation de nouvelles données dans ce sixième rapport permet de conduire des analyses plus précises au niveau du groupe fiscal. Le bénéficiaire du CICE est soit une entreprise individuelle soit une entreprise à la tête d'un groupe fiscal. Le CICE est ensuite réparti – d'une manière inobservée – entre les différentes unités de

¹ L'effet emploi estimé correspond à l'effet direct hors bouclage macroéconomique (ou effet micro-économique). Les effets emploi y compris effets de bouclage macroéconomique sont l'objet de l'étude réalisée par l'OFCE.

ce groupe fiscal. Dans ce nouveau rapport, les auteurs ne font plus d'hypothèses sur la ventilation des bénéfices du CICE au sein d'un groupe fiscal au prorata de ce que l'entreprise aurait dû percevoir. Ils mènent leur analyse au niveau du groupe fiscal grâce à l'accès au fichier PERIM de la DGFIP, qui permet de reconstituer les contours d'un groupe fiscal et d'éviter d'attribuer indûment des montants perçus de CICE à des unités qui n'en ont pas perçu.

Les conclusions sont plus riches que celles des rapports précédents grâce à la distinction des effets sur les groupes fiscaux et les entreprises individuelles. Le CICE aurait permis de créer ou sauvegarder environ 115 000 emplois en 2014 et autour de 100 000 en moyenne sur les périodes 2014-2015 et 2014-2016¹. L'effet serait très hétérogène entre les entreprises : l'effet sur l'emploi viendrait uniquement des entreprises individuelles tandis que les groupes fiscaux les plus bénéficiaires du CICE n'auraient pas systématiquement créé plus d'emplois. L'analyse sectorielle reste peu concluante : les résultats ne sont pas robustes sur l'emploi dans l'industrie tandis que l'effet emploi dans le tertiaire n'est pas directement interprétable comme étant lié au CICE. Le CICE poursuivant l'objectif de compétitivité des entreprises, l'équipe TEPP évalue son effet sur différentes variables relatives à l'activité des entreprises. Si des effets significatifs sont trouvés sur l'activité (valeur ajoutée), sur les variables liées à la compétitivité (valeur ajoutée par tête et investissement notamment) les effets estimés sont moins robustes et plus difficiles à interpréter.

De nombreux tests consolident et renforcent la validité des résultats des rapports précédents. Le présent rapport assure la validité méthodologique et l'interprétation des résultats en conduisant systématiquement des tests de falsification (placebo) qui vérifient que les effets estimés ne proviennent pas d'artefacts statistiques². Ensuite, les auteurs vérifient désormais que leur estimation en différences ne sous-estime pas l'effet total par rapport à une estimation linéaire de l'effet emploi. En effet, l'estimation principale se fait en écart par rapport aux entreprises bénéficiant le moins du CICE. Si ces entreprises ont tout de même utilisé le CICE pour augmenter leur niveau d'emploi, cet effet emploi ne serait pas pris en compte dans l'estimation économétrique du TEPP. Le présent rapport permet d'écarter cette possibilité : une analyse complémentaire conclut à un effet causal du CICE sur l'emploi pour le quart des entreprises les plus bénéficiaires et à l'absence d'effet significatif pour les autres entreprises.

¹ Les effets emploi ne sont pas additifs.

² Un test de falsification permet dans le cadre d'une estimation en double différences ou en triple différences de vérifier l'hypothèse de tendance commune.

L'analyse est conduite sur un échantillon très important mais non exhaustif : 123 344 entreprises et groupes fiscaux présents continûment sur la période 2009-2016 et employant 5 salariés ou plus. L'échantillon des groupes fiscaux représente un peu plus de la moitié de l'emploi et du CICE perçu sur la période. La restriction de l'échantillon aux entreprises présentes tout au long de la période pour les entreprises individuelles et aux entreprises appartenant au même groupe fiscal pour les autres a un impact sur l'interprétation des résultats. Par exemple, dans un groupe fiscal qui utiliserait le CICE pour s'étendre et créer de nouvelles unités, ces unités créées seraient écartées de l'analyse (aléas à la baisse de l'effet du CICE). Inversement, pour un groupe fiscal qui périliterait et fermerait des entités, les fermetures ne seraient pas prises en considération dans l'échantillon (aléas à la hausse de l'effet du CICE).

Des analyses complémentaires restent à mener pour comprendre les mécanismes économiques sous-jacents aux estimations réalisées. Dans le présent rapport, une fois pris en compte l'effet de la réduction générale, l'effet du CICE ne serait pas plus important pour les entreprises qui ont leur masse salariale très concentrée sur les bas salaires (salaires inférieurs à 1,6 Smic)¹. Ce résultat peut sembler contre-intuitif au vu de la littérature sur les effets emploi d'une baisse du coût du travail, qui les considère plus importants pour les bas salaires du fait d'un effet de substitution plus marqué entre le facteur travail peu qualifié et le facteur capital. Plusieurs pistes d'explication sont possibles : la particularité du CICE comme créance fiscale a pu altérer la lisibilité du dispositif comme baisse du coût du travail et donc les effets théoriques attendus plus marqués sur les bas salaires ; ensuite ce résultat peut s'expliquer par l'existence de rendements décroissants pour les baisses du coût du travail². En effet, le CICE constitue une forte baisse du coût du travail pour les entreprises qui ont une masse salariale concentrée sur les salaires intermédiaires, et qui bénéficient donc peu des allègements généraux, mais une baisse relativement plus modérée pour celles qui bénéficient à plein des allègements généraux. L'exploitation des DADS 2017 devrait permettre d'approfondir ces résultats et leur comparaison avec l'effet du Pacte de responsabilité.

Il reste également à mieux comprendre pourquoi les emplois créés ou sauvegardés grâce au CICE diminueraient au cours du temps : 115 400 en 2014 contre 99 200 en moyenne sur la période 2014-2016, soit une baisse d'environ 14 %.

¹ En revanche, les auteurs trouvent un effet du premier volet du Pacte de responsabilité plus marqué pour les entreprises versant les salaires les plus faibles – entreprises appartenant au quartile ayant la part des salaires inférieurs à 1,6 Smic la plus importante.

² La littérature empirique sur données françaises n'a pas mis en évidence à ce stade de « rendements décroissants » : voir L'Horty Y., Mayer T. et Martin P. (2019), « [Baisses de charges : stop ou encore ?](#) », Note CAE n° 49, janvier, et France Stratégie (2017), [Les exonérations générales de cotisations](#), Rapport du COSAPE, juillet.

Il serait utile de s'assurer de la significativité statistique de cette baisse et de vérifier que celle-ci n'est pas un artefact statistique lié par exemple à la moindre qualité de l'instrument utilisé. La présentation de régressions de première étape, sous forme de tableau ou de graphe, permettrait de vérifier l'évolution dans le temps de la corrélation entre l'exposition au CICE mesurée entre 2011 et 2012, et les créances effectivement initialisées de CICE entre 2014 et 2016. Si ce résultat était confirmé, il resterait peu intuitif au regard des modalités du CICE et de sa montée en charge. Du fait des modalités, les versements de CICE perçus par les entreprises¹ augmentent fortement les premières années : 6,2 milliards en 2014, 11,7 milliards en 2015. La relative atonie des effets emploi trancherait alors avec la dynamique budgétaire du CICE et resterait à expliquer.

Enfin, l'effet très hétérogène entre groupes fiscaux et entreprises indépendantes soulève des questions² et reste ouvert à interprétation. Quelle a été l'utilisation du CICE par les groupes fiscaux ? Le rapport indique des effets du CICE sur la masse salariale, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et le taux de rentabilité économique des groupes fiscaux. Il serait utile de pouvoir décomposer cet effet entre ces différentes composantes afin de retracer l'utilisation du CICE. Une fenêtre temporelle élargie pourrait également permettre de mieux appréhender les effets pour les groupes fiscaux. Pour eux, les effets emploi du CICE peuvent être plus longs à monter en charge. Ce serait notamment le cas si le CICE avait permis des investissements³ qui génèrent des emplois à plus long terme. L'effet plus faible à horizon de 3 ans sur les groupes fiscaux pourrait également provenir de différences dans le préfinancement du CICE qui semble avoir majoritairement bénéficié aux TPE et PME.

Il reste important de poursuivre l'évaluation du CICE et de la baisse du coût du travail liée au Pacte de responsabilité. En effet, ces deux dispositifs ont représenté un coût budgétaire important. Ces évaluations approfondies seront éclairantes pour la conception des politiques publiques permettant de soutenir l'emploi : y a-t-il des rendements décroissants d'une baisse du coût du travail ? Les baisses du coût du travail sur les salaires intermédiaires à élevés (deuxième volet du Pacte de responsabilité) ont-elles un effet significatif sur l'emploi⁴ ? Sur les salaires ? La lisibilité du dispositif mis en place semble également essentielle puisque le CICE a eu un effet très différent selon l'organisation de l'entreprise.

¹ Entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés.

² L'absence d'effet significatif pour les groupes fiscaux doit être interprétée avec prudence. En effet, l'échantillon utilisé comporte nettement moins d'observations que pour les entreprises indépendantes.

³ Investissements immatériels notamment, aucun effet sur l'investissement corporel n'étant à ce stade détecté.

⁴ L'Horty Y., Mayer T. et Martin P. (2019), « [Baisses de charges : stop ou encore ?](#) », *op. cit.*



ANNEXE 4

RAPPORTS DE LECTURE SUR L'ÉTUDE FINALE DE L'ÉQUIPE OFCE

Anne Epaulard

Université Paris Dauphine - PSL et conseillère scientifique à France Stratégie

L'OFCE propose une évaluation de l'impact du CICE sur les grandeurs macro-économiques à partir d'une méthode – mise au point pour l'occasion – fondée sur l'exploitation économétrique des évolutions sectorielles des variables d'intérêt avant et après l'installation du CICE et reposant sur les différences d'intensité de traitement au CICE. Ceci permet d'identifier des réponses sectorielles en termes d'emploi, de salaires, de prix et d'investissement. Ces réponses sectorielles sont par la suite introduites dans le modèle macroéconomique de l'OCDE. Cette approche qui tire donc parti des différences sectorielles d'accès au CICE (en % de la masse salariale) est complémentaire de celles qui se fondent sur des données individuelles d'entreprises. Un premier travail sur données sectorielles avait été déjà proposé par l'OFCE. Le présent travail utilise des données sectorielles un peu plus fines, car on peut distinguer désormais 38 secteurs (dont 32 ont accès au CICE) contre 17 seulement dans les travaux précédents.

Le rapport est très clair et la méthode utilisée bien expliquée. La lecture d'un tel rapport déclenche inévitablement des questionnements chez le lecteur. Ces questionnements sont exposés ci-dessous. Ils me laisser penser qu'il est possible que les effets du CICE sur l'économie soient ici sous-évalués. Les résultats présentés dans le rapport de l'OFCE constituent cependant une brique incontournable à l'évaluation des effets du CICE. Les auteurs de l'étude doivent être félicités pour cela.

1 – La méthode et les principaux résultats

La méthode utilisée

La méthode, développée pour l'occasion, enchaîne 4 étapes :

- en utilisant une décomposition en 38 branches de l'économie – dont 32 bénéficient du CICE – les évolutions de l'emploi, des salaires, des prix et de l'investissement sur la période pré-CICE sont estimées par des méthodes économétriques simples ;
- dans une deuxième étape, les évolutions des mêmes variables sont prédites sur la période post-CICE. Par construction, ces prévisions ne prennent pas en compte l'impact du CICE. Elles servent alors de référence à laquelle comparer l'évolution observée, laquelle intègre les effets du CICE ;
- la troisième étape tire parti du fait que toutes les branches de l'économie n'ont pas reçu des montants identiques de CICE en proportion de leur masse salariale. L'idée est alors de comparer l'écart entre les évolutions observées (avec CICE) et les

évolutions prédites (sans CICE) à « l'intensité de traitement » de la branche en CICE. Une régression économétrique simple permet de mesurer l'impact sur les variables d'intérêt (emplois, salaires, prix, investissement) du CICE en contrôlant des effets caractéristiques de la branche et de l'année. On peut calculer l'impact du CICE sur les différentes variables d'intérêt ;

- la dernière étape consiste enfin à injecter les impacts du CICE précédemment calculés dans un modèle macro-économétrique pour prendre en compte les effets de bouclage macroéconomiques et ceux du financement (les hausses d'impôts et les baisses de dépenses publiques qui ont accompagné la mise en place du CICE afin d'en financer une partie).

Les principaux résultats sont les suivants

- Dans les services, il semble y avoir un lien clair et positif entre emploi et intensité de traitement au CICE, avec une semi-élasticité de 0,8 environ (tableau 10 page 27) ainsi qu'un effet sur les salaires avec une élasticité de l'ordre de 1.
- Dans les branches exportatrices (majoritairement des branches produisant des biens), l'impact du CICE se fait principalement sentir sur les prix à l'exportation. Pour ces branches de biens, l'effet du CICE semble aussi présent sur les prix de valeur ajoutée.
- Les effets du CICE sur l'investissement paraissent nuls.
- Il est difficile de mettre en évidence des effets indirects du CICE entre les branches (c'est-à-dire des effets du CICE qui se propagerait d'une branche à l'autre via les prix des consommations intermédiaires).
- Finalement, quand les effets sectoriels (et en équilibre partiel) et le financement du CICE (prélèvements obligatoires et réduction des dépenses publiques) sont introduits dans un modèle macro-économétrique, l'étude évalue que le CICE aurait permis de gagner 160 000 emplois en 2017 par rapport à un scénario où le CICE n'aurait pas été introduit.

2 – Évaluation critique de l'étude

Il y a deux façons de commenter ces résultats. La première s'attarde aux différentes étapes pour juger de la crédibilité générale des résultats. La seconde vise à juger de la plausibilité des résultats au regard du fonctionnement de l'économie française.

A – Les principales étapes

La méthode est simple, bien expliquée et appliquée assez rigoureusement, avec des tests de robustesse nombreux. Les tableaux sont clairs et faciles à lire. Compte tenu des données disponibles, il est difficile de faire des choses beaucoup plus sophistiquées. Il y a cependant des hypothèses qui sont posées et qui ne sont guère commentées alors qu'elles sont susceptibles d'affecter l'ampleur des résultats.

C'est par exemple le cas de l'hypothèse d'une vitesse d'ajustement des variables à leur cible constante entre tous les secteurs. En quoi cette hypothèse est-elle nécessaire ? Surtout, quelles en sont les conséquences ? Avec une force de rappel de 0,132 (qui signifie que d'une année sur l'autre 13,2 % de l'écart de l'emploi à la cible est comblé), on aurait aimé une discussion du coefficient obtenu. Notamment dans la construction du contrefactuel, s'il faut 7,5 années pour que les entreprises combler le gap entre emploi désiré et emploi effectif créé par l'arrivée du CICE, lorsque l'on regarde les effets du CICE sur l'emploi en 2017 (quatre ans après la mise en œuvre du dispositif), on a environ seulement la moitié des effets attendus sur l'emploi. Au total, il est possible que l'on sous-estime les effets du CICE.

Pour les évolutions des salaires, de l'emploi et des prix estimés aux niveaux sectoriels, un rapide commentaire sur la plausibilité « comptable » des résultats en équilibre partiel aurait été utile au lecteur. Notamment la raison pour laquelle les effets prix dans le secteur exportateur ne sont pas jugés d'ampleur crédible aurait pu être mieux expliquée.

B – Quels sont les enchaînements économiques compatibles avec ces résultats ?

L'image que l'on peut schématiquement se faire de l'économie française est celle d'une économie où la concurrence (notamment internationale) n'est pas vive dans les services alors qu'elle l'est dans l'industrie. En conséquence, on s'attend à ce que les marges de manœuvre que donnent le CICE ne soient pas utilisées de la même façon dans les deux secteurs.

C'est exactement ce que l'on observe : dans les services, les entreprises auraient utilisé le CICE pour augmenter l'emploi et les salaires, sans réduire leurs prix ; dans l'industrie au contraire, les entreprises auraient utilisé le CICE pour réduire leurs prix, notamment à l'exportation, afin de mieux résister à la concurrence internationale.

Cependant, au moment de passer aux simulations macroéconomiques, seuls les effets mesurés en équilibre partiel sur les services sont pris en compte. Les auteurs de l'étude considèrent les résultats sur les prix dans l'industrie trop fragiles et surtout d'ampleur trop importante à leurs yeux (compte tenu des montants de CICE obtenus par ces

branches) pour être introduits dans le modèle. Il reste qu'une partie de l'effet du CICE n'est peut-être pas pris en compte dans l'étude... et au total les effets sur l'emploi sont peut-être sous-estimés. Il nous manque ici une bonne compréhension de ce qui se passe dans l'industrie.

Adrien Lagouge

Insee

Je tiens de nouveau à saluer cette nouvelle étude, dont les résultats constituent une sorte de bilan de tous ceux produits au cours des précédents travaux. Quelques remarques méthodologiques concernant certaines étapes de l'estimation seront néanmoins apportées.

L'augmentation de la taille longitudinale de l'échantillon de secteurs considérés constitue tout d'abord une plus-value tout à fait intéressante, qui vient éclairer d'un jour nouveau les résultats décrits jusqu'ici dans les précédentes études. En particulier, la mise en évidence d'effets hétérogènes entre secteurs, probablement fonction des différences de structure salariale, est une conclusion forte de ce rapport. Comme le montrent les auteurs, le CICE semble avoir entraîné une augmentation de la masse salariale uniquement dans le secteur des services sans venir modifier celle du secteur de production de biens. Ce résultat sera notamment important et à prendre en considération pour de futures évaluations *ex ante* de baisses ciblées du coût du travail. Il ouvre également des pistes de réflexion et de recherche pour de potentiels travaux ultérieurs.

Pour bref rappel, la méthodologie d'évaluation employée comporte trois étapes distinctes : une étape de construction de scénarios sectoriels contrefactuels pour différentes variables économiques, visant à reproduire les évolutions qui auraient été observées en l'absence d'introduction du CICE, une étape d'estimation économétrique sur données de panel de l'effet du CICE perçu par les branches sur l'écart constaté entre les évolutions historiques de ces variables économiques et leurs scénarios contrefactuels, et enfin une étape d'incorporation de ces estimations d'effets sectoriels dans un modèle macroéconomique bouclé, décrivant le CICE comme une baisse de coût du travail, compensée budgétairement par des hausses de prélèvements obligatoires et des baisses de dépenses publiques.

La première et la dernière étape de cette approche ont déjà bénéficié de nombreux commentaires aux cours des précédents rapports et n'appellent donc pas de commentaires supplémentaires. En revanche, les choix méthodologiques opérés pour la seconde étape peuvent encore être discutés et invitent à mon sens à considérer les résultats présentés avec prudence. Le point principal qui semble se distinguer de l'étude détaillée des tableaux de résultats économétriques est, quelle que soit la variable économique considérée, la grande hétérogénéité selon le type de pondération retenue des valeurs des effets mesurés du CICE. Pour la variable d'emploi, l'effet

mesuré du CICE varie ainsi du simple au triple selon que l'on utilise une simple régression par moindres carrés ordinaires (MCO) ou une régression pondérée par le nombre d'entreprises au sein de chaque secteur.

Le choix de procéder à une pondération dans la régression est avant tout une méthode de correction de l'hétéroscédasticité des résidus. Elle ne devrait donc pas en tant que telle modifier la valeur calculée de l'estimande mais uniquement son écart-type et donc son éventuelle significativité (via l'estimation de son intervalle de confiance). Ce résultat économétrique général est certes seulement valable de manière asymptotique, c'est-à-dire dans des échantillons de grande taille et il peut être mis en défaut à distance finie dans des échantillons de plus petite taille comme celui construit dans cette étude. Il est néanmoins légèrement étonnant que la valeur de l'effet estimé soit si dépendante de la variable de pondération retenue.

Pour se convaincre de la pertinence d'utiliser des pondérations lors de ces régressions, un travail supplémentaire de description des résidus de l'estimation par MCO pourrait être proposé, afin d'une part de bien mettre en évidence l'hétérogénéité de leurs variances et d'autre part de caractériser le lien entre cette hétérogénéité et les différentes variables de « taille » des secteurs retenues pour les différentes régressions pondérées. En effet, en présence d'hétéroscédasticité mais en l'absence de corrélation entre les résidus, l'estimateur des moindres carrés pondérés est le meilleur estimateur linéaire non biaisé si et seulement si les poids de pondération choisis correspondent aux inverses des variances des résidus (qui sont néanmoins inconnues et doivent donc être approchées). Pour juger de l'opportunité d'utiliser des régressions pondérées, il est donc nécessaire de bien montrer en quoi les variables de « taille » retenues dans l'analyse (masse salariale, emploi, valeur ajoutée, nombre d'entreprises) sont susceptibles d'apporter une information pertinente permettant de caractériser correctement les inverses des variances des résidus. Sans cette information supplémentaire, il est parfois difficile de se prononcer sur le type de pondération à privilégier *in fine*, choix particulièrement important puisque, comme le notent les auteurs, « *la pondération retenue pour calibrer le modèle Three-ME sera déterminante puisqu'elle conditionne le nombre d'emplois créés* ».

De fait, à la lecture des différentes figures proposées lors de la présentation des résultats de cette deuxième étape, la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus n'est pas évidente au premier regard. Une conclusion apparaissant toutefois comme robuste est que les résidus correspondant aux observations d'un même secteur pour plusieurs années successives sont, dans la plupart des cas, fortement regroupés au sein du nuage de points total. Les observations semblent donc présenter une structure de corrélation en clusters, ce qui est relativement fréquent pour de telles données de

panel. Dans ce cadre, ne pas tenir compte lors de l'estimation de cette structure de corrélation risque de biaiser à la baisse l'écart-type des effets mesurés du CICE sur les différentes variables considérées et donc de biaiser à la hausse leur significativité. La présentation dans les tableaux de résultats d'écarts-types clusterisés au niveau sectoriel plutôt que d'écarts-types simples serait peut-être judicieuse afin de garantir une inférence robuste et de s'assurer que les résultats mis en avant sont bien significatifs¹.

Pour conclure, je trouve qu'il serait utile de mettre en perspective les résultats agrégés de cette nouvelle étude avec ceux des précédents travaux menés avec la même méthodologie. Cette étude constitue en quelque sorte une évaluation finale du CICE puisqu'elle tient compte de l'intégralité de sa montée en charge sur la période 2013-2017. Dans ces conditions, la mise en évidence d'un effet récessif sur le PIB en 2017 lié à l'introduction du CICE et à son mode particulier de financement est une conclusion particulièrement forte et originale par rapport à ce qui a été dit jusqu'à présent par ce comité. Elle gagnerait donc à mon avis à être plus commentée par les auteurs afin que son interprétation puisse être facilitée dans l'hypothèse où elle viendrait à être utilisée dans le débat public autour de cette mesure de politique publique.

¹ À défaut, l'inclusion d'effets fixes sectoriels dans les différentes régressions serait un premier palliatif mais qui ne garantirait en rien d'épuiser entièrement la structure des corrélations éventuellement présentes dans les données.

Thomas Bourdais
Direction générale du Trésor

Dans le cadre des travaux du comité de suivi du CICE, l'OFCE publie une étude sur l'impact du CICE sur l'emploi, les salaires, les prix et les exportations.

L'objet de cette étude est, dans un premier temps, d'évaluer économétriquement les effets du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) sur l'emploi, les salaires, les prix, les exportations et l'investissement, puis d'utiliser les résultats obtenus pour paramétrer un modèle macrosectoriel (Three-ME) afin d'obtenir les effets du CICE après bouclage macroéconomique.

Dans un premier temps, l'OFCE cherche à estimer économétriquement les effets *ex post* du CICE sur différentes variables d'intérêt. Pour ces estimations économétriques, l'étude adopte une approche basée sur une modélisation structurelle de chaque variable d'intérêt (emploi, salaires, prix, exportations, investissement) à partir de ses déterminants dans le cadre de modèles à correction d'erreur estimés à partir de la comptabilité nationale entre 1980 et 2012 sur 38 branches. Ces équations permettent de construire un scénario contrefactuel qui aurait prévalu en absence de CICE à partir de 2013. Les auteurs estiment ensuite par des régressions avec différentes pondérations les effets du CICE sur l'écart entre les valeurs observées des variables d'intérêt et celles simulées dans le cadre des scénarios contrefactuels précédemment construits. L'une des spécificités de cette étude est notamment l'intégration des effets indirects de transmission du CICE entre les branches à travers les prix de consommation intermédiaire.

En termes de résultats, plusieurs conclusions émergent de cette première étape :

- en équilibre partiel sectoriel, l'impact du CICE sur l'emploi serait positif, plus particulièrement dans les services, et l'effet serait également positif sur les salaires dans ces mêmes branches ;
- le CICE aurait un impact positif sur la compétitivité des entreprises produisant des biens, mais celui-ci serait difficilement quantifiable. En effet, bien que les effets sur les prix à l'exportation et les prix de valeur ajoutée – essentiellement dans les branches produisant des biens – soient négatifs indépendamment des pondérations retenues pour la régression de première étape, la valeur du coefficient est très sensible à ces pondérations ;
- les effets du CICE sur l'investissement seraient nuls dans les biens et les services.

Au total, cette première étape suggère que le CICE aurait permis d'augmenter la masse salariale dans les services, à travers l'emploi ou le salaire moyen, tandis qu'il aurait permis de baisser les prix dans les secteurs produisant des biens.

Dans un second temps, les auteurs modélisent les effets du CICE à l'aide du modèle macrosectoriel Three-ME calibré grâce aux résultats obtenus en première étape, afin d'obtenir des résultats en équilibre général bouclé. En particulier, compte tenu de l'incertitude entourant les résultats sur les prix et les exportations, les auteurs décident de ne prendre en compte dans la calibration de Three-ME que les seuls résultats sur l'emploi et les salaires. Avec ces spécifications, selon les auteurs, le CICE aurait permis de créer 400 000 emplois et de rehausser le PIB de près d'un point en 2017, hors prise en compte du financement. La prise en compte du financement par les augmentations de la TVA et de la fiscalité écologique et par les économies de dépenses publiques associées à la mise en place du CICE abaisse ces effets à environ 160 000 emplois, pour un effet quasi nul sur le PIB.

Cette étude utilise une approche originale pour tenter d'appréhender les effets du CICE selon les branches, en intégrant notamment des effets indirects du CICE issus de la transmission entre les branches à travers une baisse des prix de consommation intermédiaire, mais les résultats restent sensibles aux spécifications retenues :

- tout d'abord, les résultats sont fortement dépendants de la construction des scénarios contrefactuels, et donc des spécifications retenues pour caractériser les variables d'intérêt étudiées. Toutefois, les spécifications des équations utilisées pour la construction des contrefactuels sont assez classiques et reproduisent de manière correcte les séries observées pour la plupart des branches avant 2012 sauf pour quelques exceptions (par exemple l'emploi et les prix de valeur ajoutée dans les services financiers, l'investissement dans le secteur agricole et les services immobiliers) ;
- par ailleurs, ces résultats dépendent également des pondérations utilisées dans les estimations des effets du CICE (pondération par la VA, l'emploi, la masse salariale, le nombre d'entreprises dans la branche, pas de pondération) sur les variables d'intérêt, qui peuvent faire varier les résultats. La pondération retenue influe notamment sur les estimations de l'effet du CICE sur le nombre d'emplois créés et a donc un impact direct sur le calibrage du modèle Three-ME. À titre d'exemple, les auteurs ont choisi de retenir la pondération par le nombre d'entreprises dans la branche pour calibrer les effets sur l'emploi et les salaires dans Three-ME. Bien que les effets sur l'emploi soient relativement proches selon les pondérations choisies pour la régression de première étape (entre 150 000 et 200 000 emplois en 2017), la pondération retenue est celle qui maximise l'estimation du nombre d'emplois créés. Les auteurs ne détaillent pas précisément les raisons de ce choix.



Directeur de la publication

Gilles de Margerie, commissaire général

Directeur de la rédaction

Cédric Audenis, commissaire général adjoint

Secrétaires de rédaction

Olivier de Broca, Sylvie Chasseloup

Contact presse

Matthias Le Fur, directeur du service Édition/Communication/Événements

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



www.strategie.gouv.fr



[@Strategie_Gouv](https://twitter.com/Strategie_Gouv)



[france-strategie](https://www.linkedin.com/company/france-strategie)



[FranceStrategie](https://www.facebook.com/FranceStrategie)



[@FranceStrategie_](https://www.instagram.com/FranceStrategie_)



[StrategieGouv](https://www.youtube.com/StrategieGouv)

Les opinions exprimées dans ce rapport engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du gouvernement.



Institution autonome placée auprès du Premier ministre, France Stratégie contribue à l'action publique par ses analyses et ses propositions. Elle anime le débat public et éclaire les choix collectifs sur les enjeux sociaux, économiques et environnementaux. Elle produit également des évaluations de politiques publiques à la demande du gouvernement. Les résultats de ses travaux s'adressent aux pouvoirs publics, à la société civile et aux citoyens.

Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle

Observatoire Français des Conjonctures Économiques

Résultats obtenus à partir de 38 branches¹

Rapport pour France Stratégie

Version du 07 septembre 2020

¹ Ce rapport a été rédigé par Nicolas Yol (partie 1) et Aurélien Saussay (partie 2), sous la direction de Xavier Timbeau et Éric Heyer. Nous remercions Alaïs Martin-Baillon, Mathieu Plane et Raul Sampognaro pour leur appui et leurs suggestions, ainsi que les rapporteurs ayant examiné les versions antérieures de ces travaux.

Introduction

Afin d'évaluer les effets du CICE sur un ensemble de variables d'intérêt (emploi, salaires, prix de production ou de valeur ajouté, exportations, investissement), l'OFCE a développé une méthode originale combinant l'estimation des effets *ex post* du CICE sur les branches à partir des comptes nationaux, et la simulation des effets macroéconomiques bouclés à partir de modèles macroéconométriques représentant le fonctionnement de l'économie française. La méthode est originale à plusieurs titres :

- La méthode complète et enrichit les estimations sur données d'entreprises.
- C'est une méthode *ex-post* reposant sur l'intensité de traitement relative pour identifier un effet du traitement CICE sur les secteurs. Le but est d'estimer un effet causal.
- Le contrefactuel est construit à partir de modèles standards largement mobilisés dans la littérature macroéconomique.
- La méthode est moins sujette aux biais de sélection et de cylindrage inhérent à la constitution d'un panel d'entreprises. Les effets mesurés intègrent de fait les effets du CICE sur les entreprises nouvellement créées ou celles qui disparaissent au cours de la période considérée pour l'évaluation à l'intérieur d'un même secteur. Ces biais peuvent être particulièrement importants lorsqu'on estime les effets à moyen terme (au bout de quelques trimestres ou quelques années). En l'absence d'effets prix majeurs, on peut s'attendre à ce que les effets de dynamique entre secteurs soient limités.
- La (relative) simplicité de la méthode et l'accès libre aux données la rend reproductible et déclinable pour l'évaluation d'autres mesures de politique économique.
- Le couplage des estimations *ex post* avec les simulations macroéconomiques permet d'intégrer les effets de bouclage et ceux du financement de la mesure, effets qui ne sont pas par nature identifiables par les méthodes microéconométriques.

Cette méthode, qui repose sur la désagrégation de l'économie en 17 ou 38 branches, repose toutefois sur un nombre d'observations limitées, d'où une faible puissance statistique, contrairement aux estimations sur données d'entreprises. Ce faible nombre d'observations rend aussi plus difficile le contrôle d'autres mesures coïncidentes telles le Pacte de Responsabilité ou la Prime à l'embauche. Par ailleurs, le contrefactuel construit repose sur des hypothèses structurelles fortes. Si le modèle de comportement est mal spécifié, ceci peut entraîner des biais d'estimation, notamment pour les branches non marchandes dont les comportements peuvent s'écarter fortement de la logique sous-tendant le comportement des branches marchandes.

L'objet de ce rapport, qui exploite les données en 38 branches des comptes nationaux trimestriels, est de compléter les résultats obtenus à partir de données ventilées en 17 branches (voir nos précédents rapports). Les variables d'intérêt étudiées sont identiques (emploi, salaire, prix, exportations) mais notre évaluation des effets du CICE est désormais réalisée à partir d'une désagrégation plus fine (nomenclature A38)². L'élargissement de la dimension transversale de notre échantillon permet d'isoler avec plus de précision les effets du CICE en réalisant des sous-échantillons de branches. Alors que les estimations économétriques en 17 branches ne rapportaient qu'un impact « global » du CICE sur les différentes variables d'intérêt, la mobilisation d'un échantillon plus large montre que les effets du dispositif sont hétérogènes selon la nature de l'activité des branches. D'une façon plus générale, le

² L'impact du CICE sur l'investissement des entreprises sera également étudié.

passage à une nomenclature plus désagrégée constitue un test de robustesse de nos précédents résultats. Ces derniers peuvent être affectés de plusieurs façons lors du passage en 38 branches : augmentation de la puissance statistique, plus forte représentation des branches industrielles, coefficients techniques plus précis, etc.

Comme lors des travaux précédents, nos résultats économétriques sont utilisés afin de paramétrer le modèle ThreeME, lequel a été adapté avec la nouvelle nomenclature (A38). Le modèle est utilisé pour simuler les effets macroéconomiques du CICE jusqu'en 2017 (2016 dans nos travaux précédents), financement et bouclage compris. La prise en compte d'une année supplémentaire - rendue possible grâce à l'extraction récente des créances – est décisive dans la mesure où le financement du CICE par la hausse des prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique n'est intégral qu'à partir de 2017 dans nos simulations³.

Les résultats concernant l'emploi et les salaires sont globalement convergents avec ceux estimés en 17 branches. Toutefois, les effets positifs du CICE sur l'emploi et le salaire sont essentiellement localisés dans les services, alors que les branches industrielles, agricoles et la construction ne semblent pas affectées.

L'impact du CICE sur le prix de valeur ajoutée est également cohérent avec nos précédents résultats. Toutefois, l'analyse en 38 branches permet d'isoler les effets sur le prix de VA des seules branches industrielles, agricoles et de construction. Les services ne semblent pas répercuter le CICE sur leurs prix, probablement en raison d'un partage plus favorable vers la masse salariale, tandis que les branches industrielles au sens large (agriculture, industries, construction) auraient répercuté à la baisse le CICE sur leurs prix de valeur ajoutée. Les coefficients estimés nous paraissent toutefois trop élevés en valeur absolue, compte tenu des montants de CICE perçus par les branches industrielles, ce qui peut provenir de la difficulté de mesurer l'impact à la fois direct et indirect (*via* les prix des consommations intermédiaires des branches amont) du CICE sur les prix.

La différence la plus notable concerne le prix à l'export, sur lequel le CICE semble exercer un impact négatif significatif lorsque l'analyse est conduite sur des données A38 (non significatif en 17 branches). Enfin, nos résultats ne mettent en évidence aucun effet du CICE sur l'investissement des entreprises au niveau macro-sectoriel.

Le rapport est présenté en deux parties : la première partie expose les résultats issus des estimations économétriques en 38 branches, puis la seconde partie présente les simulations réalisées à l'aide du ThreeME.

³ Les économies de dépense publique sont simulées avec une montée en charge sur trois ans à partir de 2015. Voir la partie 2 pour des explications plus détaillées.

Chapitre 1 Estimations économétriques sur données de branche

1. Statistiques descriptives, échantillon retenu et changements méthodologiques

Les créances ventilées en 38 branches ont été extraites à partir du fichier MVC pour la période 2013-2017. Comme nous l'avons déjà souligné, l'inconvénient de cette approche est le manque de cohérence avec les autres données issues de la comptabilité nationale dans la mesure où les créances sont agrégées par secteur, *via* le regroupement selon l'activité principale des entreprises, et non par branche. Toutefois, une simple comparaison avec les créances obtenues *via* les subventions d'exploitation (D39) montre que l'approche par le fichier MVC demeure préférable (voir Yol, 2019). Les figures 1⁴ et 2 présentent les créances reçues par chaque branche au titre de l'année 2016 (rapportées à la masse salariale). Les branches non éligibles au CICE (TZ, UZ) sont naturellement retirées de l'échantillon, ainsi que les branches percevant une créance quasi-nulle (OZ, PZ). Concernant ces deux dernières branches, nous justifions leur exclusion par le fait qu'elles ne déclarent pas d'impôt sur les sociétés, d'où des montants de CICE reçus résiduels (quelques milliers d'euros). Dans la mesure où les déterminants de l'emploi des branches OZ et PZ sont également plus difficiles à modéliser (par rapport aux branches marchandes), leur inclusion risquerait de biaiser les résultats en raison d'une créance quasi-nulle associée à un contrefactuel de qualité médiocre. Toutefois, nous obtenons des résultats convergents lorsque ces branches sont exclues (en 38 branches) et lorsque nous les maintenons dans l'échantillon en 17 branches *via* le regroupement OQ⁵. A ces quatre branches exclues s'ajoutent les branches CD et DZ dont les créances ne sont pas disponibles. Notre échantillon de référence est donc composé de 32 branches sur la période 2013-2017.

De prime abord, la ventilation plus fine des créances est un avantage considérable puisqu'elle permet de créer des sous-échantillons et d'isoler les effets du CICE sur des branches spécifiques. Cette dimension transversale plus large se matérialise par un échantillon total plus important lors de l'estimation de dernière étape (32X5 observations contre 16X5 observations en A17). En revanche, l'estimation des modèles à correction d'erreur (première étape) s'en trouve affectée dans la mesure où les données de comptabilité nationale en 38 branches ne sont disponibles qu'à une fréquence annuelle. Ainsi, un modèle MCE estimé sur la période 1980-2012 n'intégrera que 33 observations x 32 branches, contre 132⁶ observations x 16 branches avec la nomenclature A17 dont les données sont disponibles trimestriellement, sans tenir compte des retards éventuels.

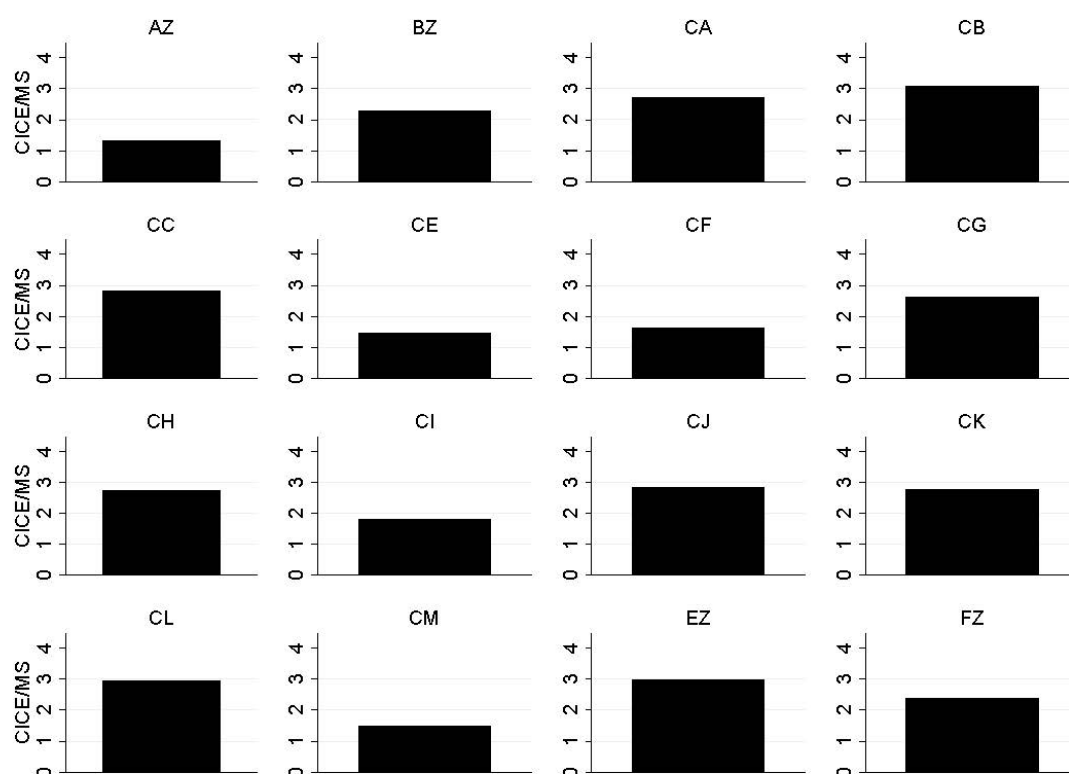
Afin d'obtenir des relations de long terme cohérentes avec le modèle retenu et des résultats comparables avec ceux obtenus en 16 branches, des contraintes d'égalité sont imposées sur les coefficients de long terme en fonction de leur regroupement dans la nomenclature A17. Le tableau 1 présente le regroupement effectué afin de définir ces contraintes d'égalité.

⁴ La liste des branches et des mnémoniques est disponible en annexe 4.

⁵ En effet, les résultats sont positifs et significatifs sur l'emploi lorsque nous excluons OZ et PZ (présente étude en 38 branches) et lorsque ces deux branches sont incluses *via* le regroupement OQ. Voir (Yol 2019).

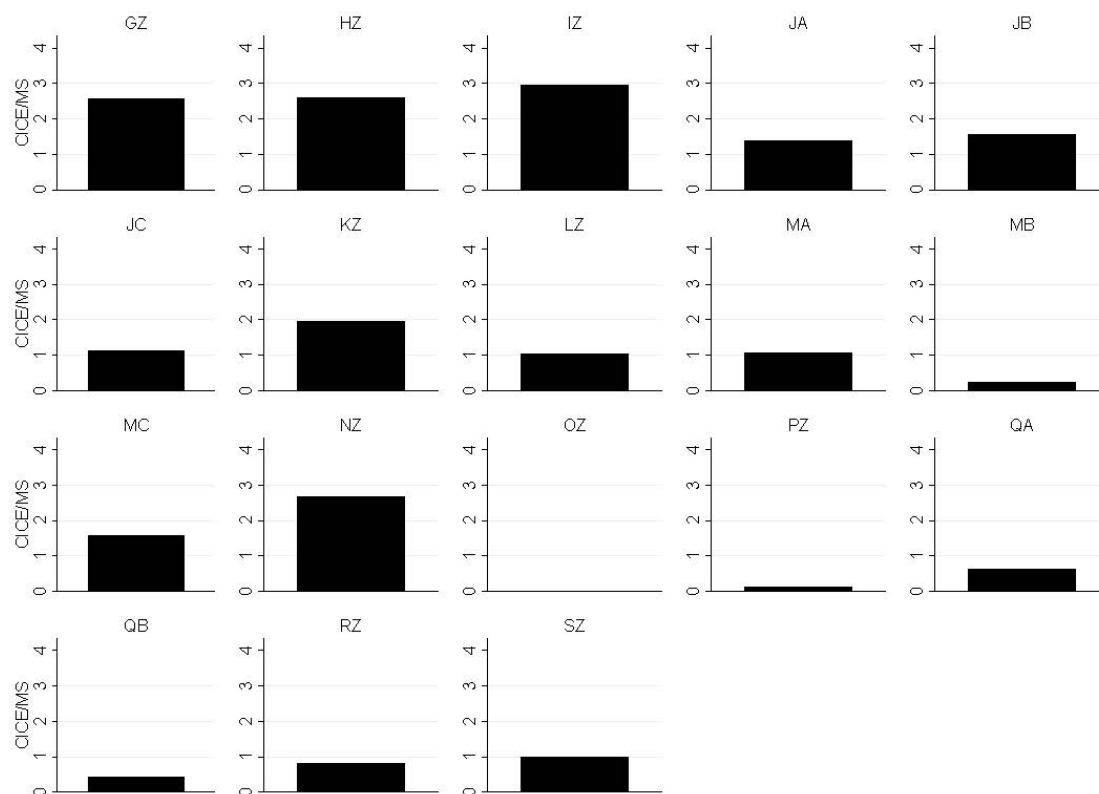
⁶ 33 années X 4 trimestres.

Figure 1 : Créances rapportées à la masse salariale, 2016 (biens)



Note : Les créances pour les branches CD et DZ ne sont pas disponibles.

Figure 2 : Créances rapportées à la masse salariale, 2016 (services)



Note : Les branches UZ et TZ ne sont pas reportées car non éligibles au CICE. CD et DZ : données indisponibles.

Tableau 1 : Définition des contraintes sur les coefficients de long terme

Regroupement A17	Code A38	Contrainte d'égalité
AZ	AZ	-
DE	BZ, DZ*, EZ	BZ, EZ
C1	CA	-
C2*	CD*	-
C3	CI, CJ, CK	CI, CJ, CK
C4	CL	-
C5	CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM
FZ	FZ	-
GZ	GZ	-
HZ	HZ	-
IZ	IZ	-
JZ	JA, JB, JC	JA, JB, JC
KZ	KZ	-
LZ	LZ	-
MN	MA, MB, MC, NZ	MA, MB, MC, NZ
OQ	OZ*, PZ*, QA, QB	QA, QB
RU	RZ, SZ, TZ*, UZ*	RZ, SZ

*Branches exclues de l'échantillon.

Le changement de nomenclature n'a pas de conséquence particulière sur la méthodologie utilisée. Cette dernière est identique à celle de Ducoudré, Heyer et Plane (2017). Nous mobilisons les comptes nationaux annuels de l'Insee, dont les données fournissent des informations sur 38 branches⁷. Après retrait des secteurs non éligibles ou dont les créances sont indisponibles, notre échantillon se compose de 32 branches et de cinq années d'observations (2013-2017).

La démarche utilisée pour réaliser les estimations est composée de trois étapes successives :

1. Estimer les déterminants des variables d'intérêt (emploi, salaire, prix, exportations, investissement) sur le long terme (1980-2012) dans le cadre de modèles à correction d'erreur ;
2. Simuler ces mêmes équations sur la période 2013-2017. Cette étape nous permet d'estimer les niveaux des variables qui auraient prévalu en l'absence du CICE, c'est-à-dire notre scénario contrefactuel ;
3. Estimer l'impact du CICE sur la différence entre valeurs observées et valeurs simulées sur la période 2013-2017. Si cet impact est significatif, l'effet du CICE est statistiquement avéré ;

⁷ La liste des branches est disponible en annexe.

2. Estimation des modèles à correction d'erreur et simulation du contrefactuel

2.1.1. Equation d'emploi

Nous retenons comme mesure l'emploi salarié des personnes physiques (EMPS). Cette définition permet de comptabiliser les effectifs indépendamment de leur temps de travail mais exclut l'emploi non salarié qui est *a priori* peu concerné par le CICE.

L'équation de demande d'emploi est issue de l'optimisation sous contrainte budgétaire d'une fonction de production à élasticité constante (CES). L'emploi de la branche i dépend de la valeur ajoutée spécifique à la branche (VA), du coût salarial réel spécifique à la branche, de la durée du travail spécifique à la branche (HI) et d'une tendance de productivité du travail ($trend$). Une contrainte d'égalité sur les coefficients de long terme est imposée en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17 (voir section 1). Le coefficient de la force de rappel est également contraint de façon à obtenir une valeur identique pour toutes les branches.

L'estimation est réalisée pour chacune des 32 branches à l'aide des moindres carrés ordinaires⁸.

$$\begin{aligned} \Delta \log(E_{i,t}) = & cte - \gamma_E \cdot \left(\log(E_{i,t-1}) - \log(VA_{i,t-1}) - \sigma_E \cdot \log\left(\frac{W_{i,t-1} \cdot (1 + tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)_{t-1} \right) + \kappa_E \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(E_{t-j}) \\ & - \alpha_E \cdot \log(HI_{i,t-1}) - \beta_E \cdot (\sigma_E - 1) \cdot trend \\ & + \tau_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(VA_{i,t-j}) + v_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log\left(\frac{W_{i,t-j} \cdot (1 + tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{Pva_{i,t-j}}\right) + \delta_{E_{i,t}} \end{aligned} \quad (1)$$

Les coefficients de long terme de l'équation (1) sont présentés dans le Tableau 2. Si l'élasticité du travail à son coût présente des coefficients conformes aux attentes dans la plupart des cas, les coefficients relatifs aux heures travaillées divergent fortement au gré des branches, résultat que nous obtenions déjà avec la nomenclature A17⁹.

⁸ La méthode SUR (*seemingly unrelated regressions*) ne peut être utilisée avec 32 branches en raison de la trop faible dimension longitudinale de l'échantillon.

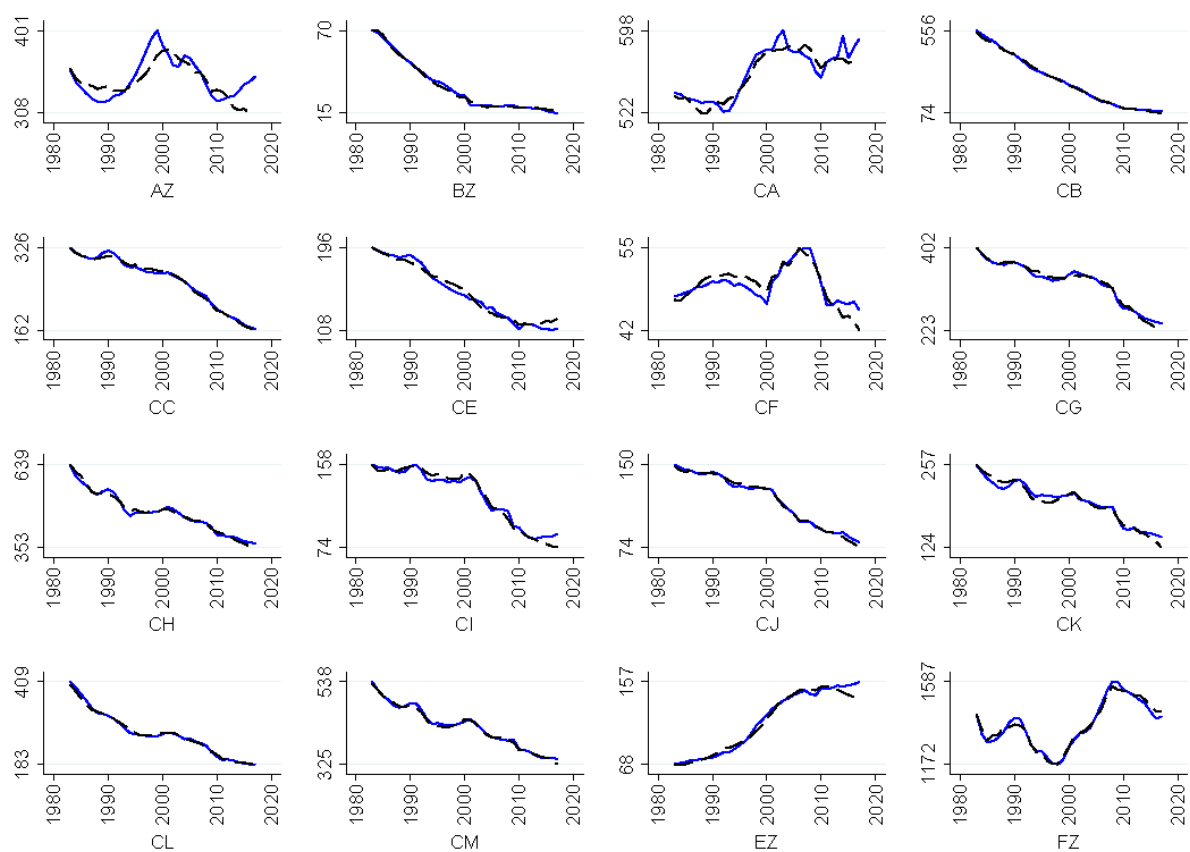
⁹ Voir notre précédent rapport.

Tableau 2 : Estimation des coefficients de long terme (équation d'emploi)

Branches	Force de rappel	$\log\left(\frac{W_i \cdot (1 + tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)^{t-1}$	$\log(Hl_{it-1})$
AZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0442 (-1.08)	-0.145 (-0.88)
BZ, EZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0827*** (-3.71)	0.177 (1.48)
CA	-0.132*** (-11.38)	0.0332 (0.49)	0.0772 (0.48)
CI, CJ, CK	-0.132*** (-11.38)	-0.0588* (-1.72)	0.346*** (3.91)
CL	-0.132*** (-11.38)	-0.188*** (-3.95)	0.359*** (3.13)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.132*** (-11.38)	-0.110*** (-6.45)	0.111** (2.35)
FZ	-0.132*** (-11.38)	-0.167*** (-3.42)	0.115 (1.08)
GZ	-0.132*** (-11.38)	-0.338*** (-6.76)	0.0791 (1.17)
HZ	-0.132*** (-11.38)	-0.124*** (-3.32)	0.301** (2.10)
IZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0689*** (-3.29)	0.215** (2.15)
JA, JB, JC	-0.132*** (-11.38)	-0.0796*** (-3.39)	0.416*** (4.57)
KZ	-0.132*** (-11.38)	0.0787 (0.73)	0.0655 (0.41)
LZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0326 (-0.46)	0.0895 (0.32)
MA, MB, MC, NZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0802*** (-3.70)	0.0803 (1.12)
QA, QB	-0.132*** (-11.38)	-0.119*** (-7.52)	0.0472** (2.48)
RZ, SZ	-0.132*** (-11.38)	-0.112*** (-2.68)	0.0399 (0.54)

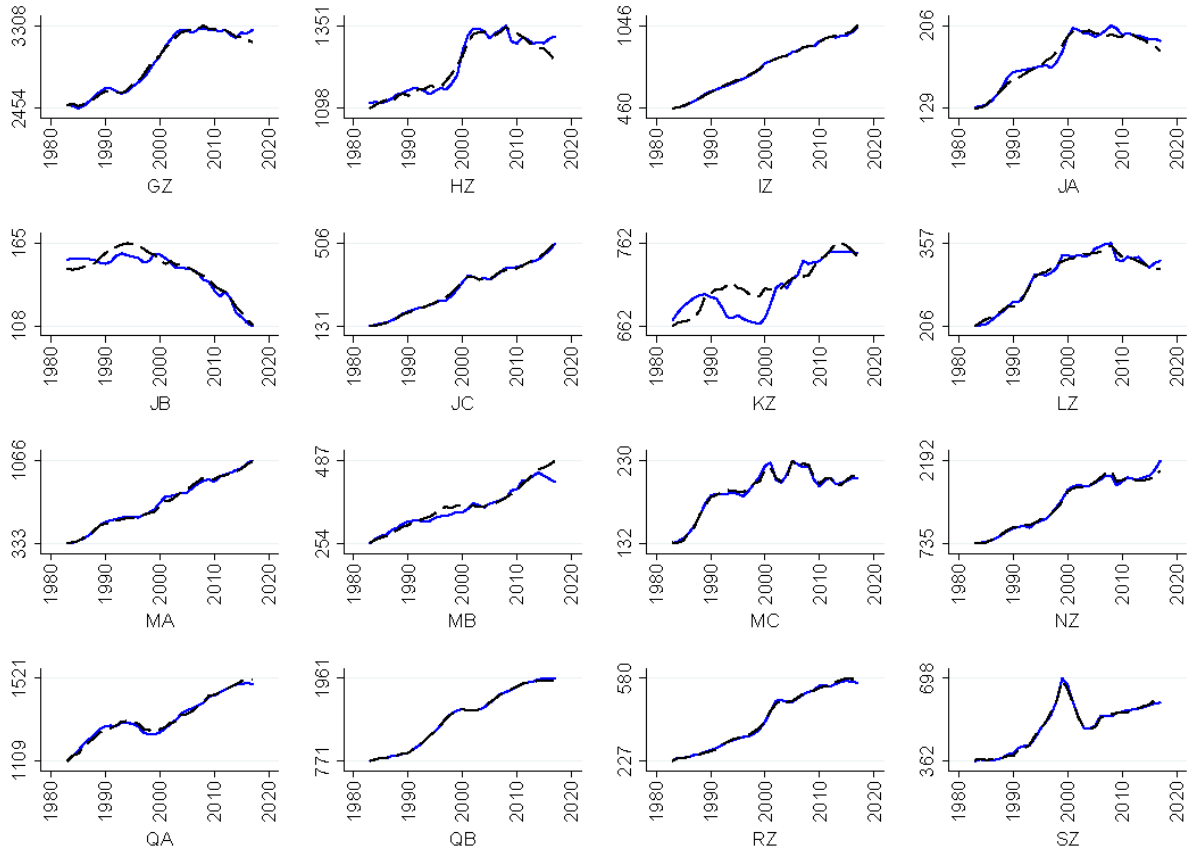
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimations MCO Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1981-2012. Observations par branche : 32.

Figure 3 : Simulation du scénario contrefactuel (emploi, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en milliers d'emplois.

Figure 4 : Simulation du scénario contrefactuel (emploi, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en milliers d'emplois.

2.1.2. Equation de salaire

Nous estimons ensuite les effets du CICE sur le salaire moyen par tête (SMPT) plutôt que sur le salaire moyen de base (SMB). En effet, le premier présente l'avantage d'être calculé sur la masse salariale totale des entreprises, alors que le second est déterminé avant primes et heures supplémentaires. Or, il est probable que les salariés parvenant à saisir une part du CICE le reçoivent sous forme de primes, permettant à l'entreprise d'augmenter sa masse salariale de façon temporaire. D'autre part, le CICE peut être utilisé pour financer des heures supplémentaires, non comptabilisées par le SMB. Ce type de comportement est particulièrement envisageable lors des premières années car le CICE n'était alors pas perçu par les entreprises comme un dispositif pérenne, favorisant les primes au détriment des hausses de salaires ainsi que les heures supplémentaires au détriment des nouvelles embauches.

$$\begin{aligned} \Delta \log(W_{i,t}) = & cte - \gamma_W \cdot (\Delta \log(W_{i,t-1}) - \Delta \log(W_{t-1})) + \kappa_W \cdot \sum_{j=3}^n \Delta \log(W_{i,t-j}) + \tau_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(P_{c,t-j}) \\ & + v_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) + \varsigma_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(Smic_{t-j}) + \xi_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta(U_{t-j}) + \delta_{i,t} \end{aligned}$$

(2)

Le salaire de chaque branche i dépend de la croissance des prix à la consommation dans l'ensemble de l'économie (Pc), du taux de croissance de la productivité par tête spécifique à la branche (π), du taux de croissance du SMIC ($SMIC$) et du taux de chômage dans l'économie (U). Par ailleurs, nous faisons l'hypothèse que le salaire de chaque branche tend à converger vers le niveau de salaire moyen de l'économie à long terme (voir équation (3)). Nous estimons le système de 32+1¹⁰ équations avec une contrainte d'égalité sur les forces de rappel. Par ailleurs, notre estimation débute en 1987, permettant d'exclure la période de forte inflation du début des années 1980¹¹.

$$\Delta \log(W_t) = cte - \tilde{\gamma}_W \cdot \left(\frac{\Delta \log(W_{t-1}) - \alpha_W \cdot \Delta \log(Pc_{t-1}) - \beta_W \cdot \Delta \log(\pi_{t-1})}{-\eta_W \cdot U_{t-1} - \psi_W \cdot \Delta \log(Smic_{t-1})} \right) + \tilde{\kappa}_W \cdot \sum_{j=2}^n \Delta \log(W_{t-j})$$

$$+ \tilde{\tau}_W \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(Pc_{t-j}) + \tilde{\nu}_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{t-j}) + \tilde{\zeta}_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(Smic_{t-j}) + \tilde{\xi}_W \cdot \sum_{j=0}^n \Delta(U_{t-j}) + \partial_{W_t}$$

(3)

Le salaire moyen de l'économie (équation (3)) est modélisé à l'aide d'une relation de Phillips et dépend, entre autres, de la croissance des prix à la consommation et du taux de chômage.

Concernant l'équation de salaire macroéconomique (Tableau 3), la force de rappel est significative et négative, validant ainsi la relation de long terme entre la dynamique salariale et les déterminants de la courbe de Phillips. En revanche, le coefficient relatif à l'indice des prix est faible et non significatif¹². La force de rappel est également significative lorsque l'estimation est réalisée sur les branches, suggérant un phénomène de convergence vers le salaire moyen de l'économie.

Tableau 3 : Estimation des coefficients de long terme (équations de salaire)

Equation	Force de rappel	$\Delta \log(Pc_{t-1})$	$\Delta \log(\pi_{t-1})$	U_{t-1}	$\Delta \log(Smic_{t-1})$
Salaire macroéconomique	-0.896*** (-4.26)	0.279 (1.22)	0.420* (1.90)	-0.00503*** (-2.79)	0.188 (1.34)
Salaire par branche	-0.531*** (-12.66)				

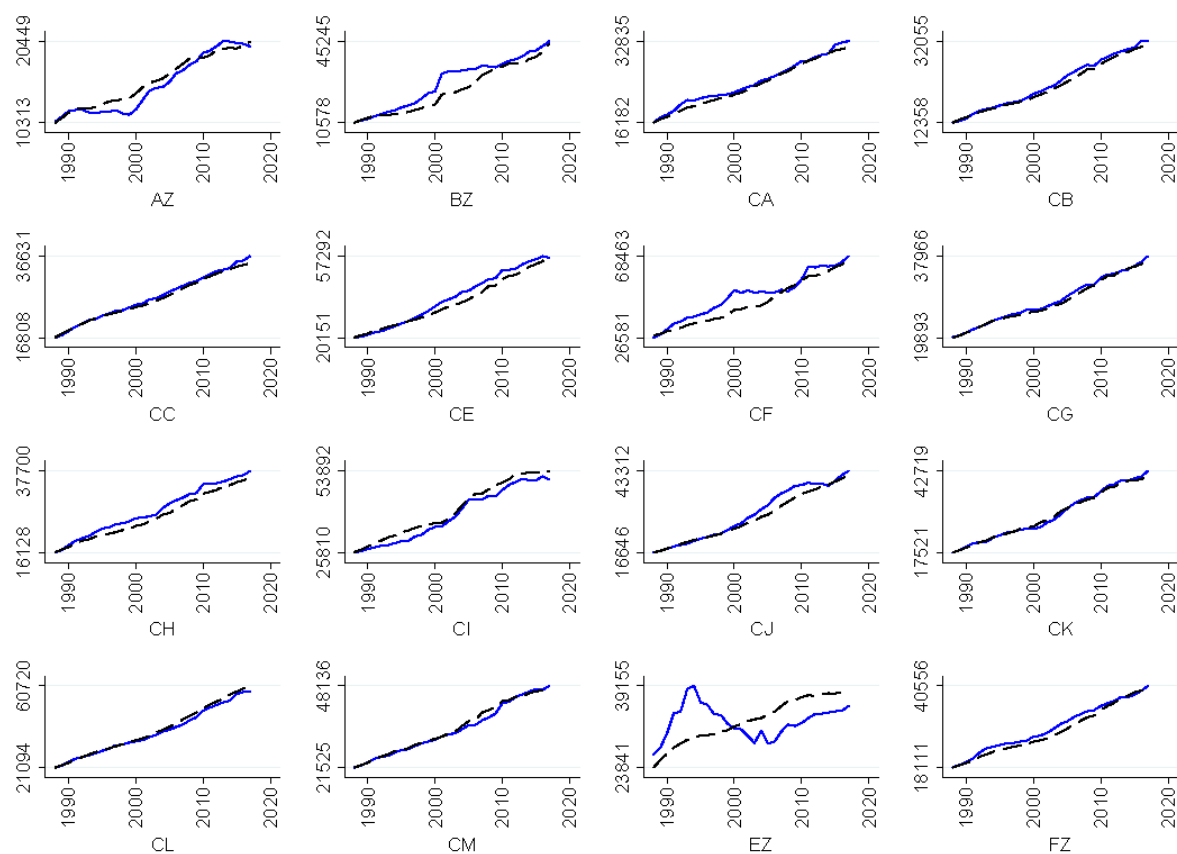
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimations MCO. Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1987-2012. Observations par branche : 26.

¹⁰ Une équation par branche (équation (2)) + une équation de salaire macroéconomique (équation (3)).

¹¹ L'inclusion de la période 1980-1986 conduit à surpondérer la composante inflationniste et perturbe la simulation dynamique, laquelle rapporte une tendance baissière du salaire entre 2013 et 2017. Nous remercions les rapporteurs pour cette suggestion.

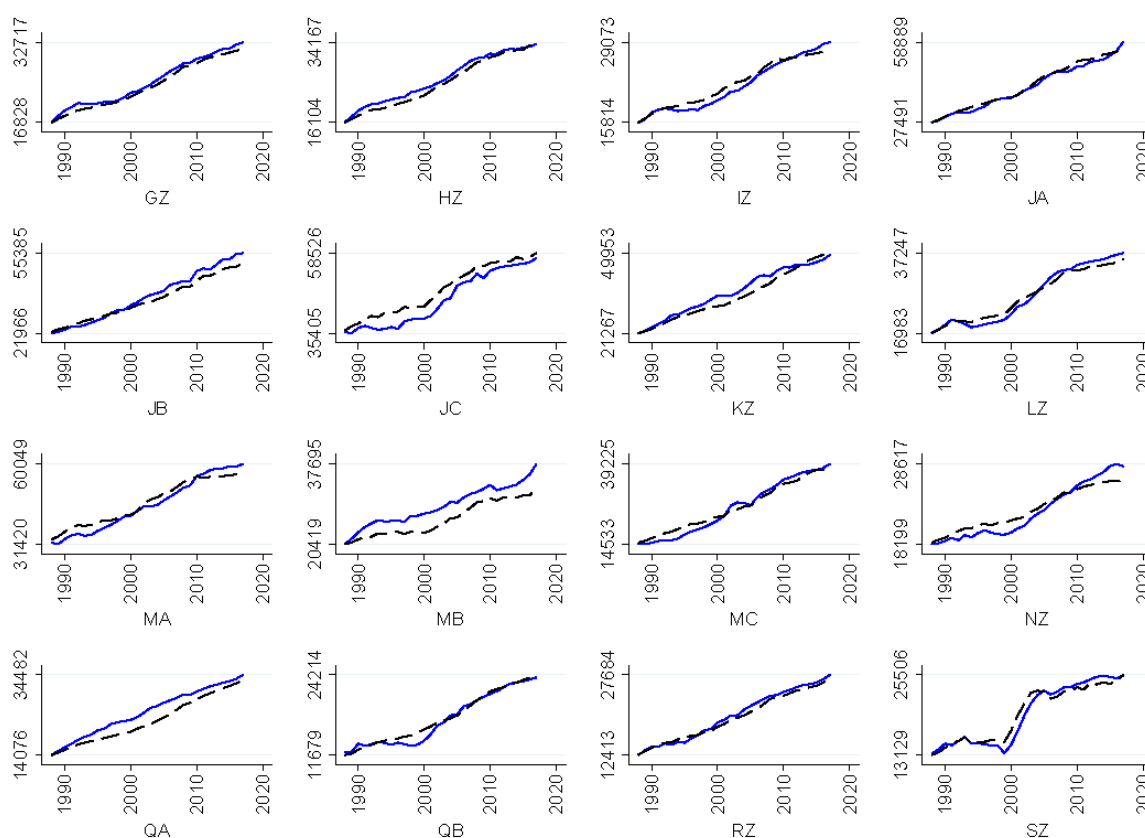
¹² Sa magnitude est toutefois très proche de celle estimée par Blot, et al. (2015).

Figure 5 : Simulation du scénario contrefactuel (salaire moyen par tête, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en euros (salaires annuels).

Figure 6 : Simulation du scénario contrefactuel (salaire moyen par tête, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en euros (salaires annuels).

2.1.3. Equation de prix à l'exportation

L'évaluation de l'impact du CICE sur le prix à l'exportation nécessite de retirer de notre échantillon les branches peu ou non exportatrices, en particulier les services abrités. Les branches suivantes sont donc exclues : industries extractives (BZ), production et distribution d'eau (EZ) construction (FZ), commerce (GZ), hébergement-restauration (IZ), information et communication (JA, JB, JC) services immobiliers (LZ), autres services techniques et scientifiques (MC) services non marchands (QA, QB) et services aux ménages (RZ, SZ). Les exportations en valeur de l'ensemble des branches sont renseignées dans le Tableau 4, à titre indicatif.

Nous estimons l'équation suivante sur la période 1982-2012, dont la spécification est proche de Mésange¹³ et d'*e-mod.fr*¹⁴.

¹³ Voir « Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés », document de travail de l'Insee G2017/04

¹⁴ Voir Chauvin et al (2002).

$$\Delta \log(Pexp_{i,t}) = cte - \gamma_i \cdot \left(\log(Pexp_{i,t-1}) - \alpha_i \cdot \log(Pprod_{i,t-1}) - \sigma_i \cdot \log(Pexp_{t-1}^C) \right) + \sum_{j=1}^n \delta_i \cdot \Delta \log(Pexp_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^n \tau_i \cdot \Delta \log(Pprod_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^n \omega_i \cdot \Delta \log(Pexp_{t-j}^C) + \zeta_i \cdot Trend_{i,90-00} + \varphi_{i,t} \quad (4)$$

Où :

Pexp = prix à l'exportation de la branche *i*, source Insee ;

Pprod = prix de production de la branche *i*, source Insee ;

Pexp^C = prix des exportations concurrentes aux produits français, calculs OFCE ;

Tableau 4 : Exportations en valeur par branche en 1987 et 2012

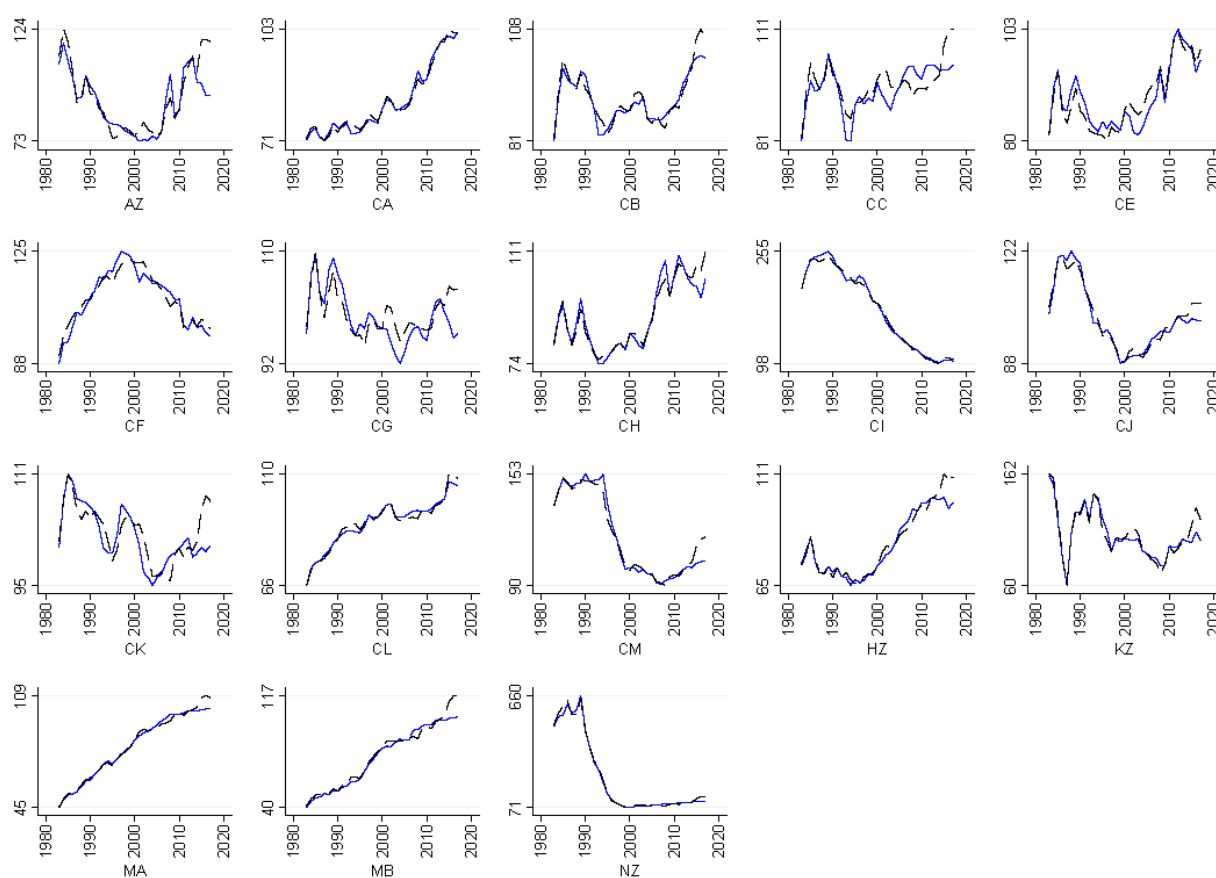
Branches	1980	2012
AZ	4.7	15.5
BZ	0.4	4.3
CA	6.6	43.3
CB	4.2	18.7
CC	1.8	8.3
CE	7.5	54
CF	0.8	27.1
CG	3.9	18.3
CH	10.1	31.5
CI	4.5	28.5
CJ	2.3	18.5
CK	8.4	35.9
CL	12.1	92.5
CM	2.3	17.5
EZ	0.5	5.1
FZ	-	-
GZ	0.9	4.2
HZ	5.6	28.8
IZ	-	-
JA	0.5	4.2
JB	0.1	4
JC	0.1	6.9
KZ	2.6	11
LZ	-	-
MA	3.1	19.5
MB	0.7	3.9
MC	0.3	3.5
NZ	1.7	27.3
QA	0.1	0.9
QB	-	-
RZ	0.1	1.5
SZ	0.3	2.3

Données Insee, milliards d'euros. FZ, IZ, LZ, QB : absence de données.

Comme suggéré par l'équation (4), la variable relative au prix des exportations concurrentes n'est pas spécifique aux branches car calculée pour l'ensemble de l'économie française, mais est toutefois rapportée au prix d'export de chaque branche.

A l'instar de l'équation d'emploi, nous imposons une contrainte d'égalité sur les coefficients de long terme en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17. En revanche, nous n'imposons pas de contrainte sur la force de rappel dans la mesure où les coefficients spécifiques sont systématiquement significatifs et compris entre 0 et -1. Les estimations incluent une tendance linéaire, cette dernière commençant en 1990 et se terminant en 2000. Les résultats sont présentés dans le Tableau 5. La force de rappel ainsi que le prix de production possèdent systématiquement le signe et la magnitude attendus.

Figure 7 : Simulation du scénario contrefactuel (prix à l'exportation)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

Tableau 5 : Estimation des coefficients de long terme (prix à l'exportation)

Branches	Force de rappel	$\log(\text{Pprod}_{i,t-1})$	$\log(\text{Pexp}_{t-1}^c)$
AZ	-0.148*** (-2.86)	0.225*** (2.80)	-0.0606 (-1.57)
CA	-0.225*** (-4.12)	0.210*** (4.54)	0.0201 (1.40)
CB	-0.168*** (-4.94)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CC	-0.0991*** (-2.69)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CE	-0.230*** (-7.14)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CF	-0.213*** (-4.61)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CG	-0.214*** (-6.80)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CH	-0.0813** (-2.45)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CI	-0.127*** (-2.95)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CJ	-0.129*** (-3.36)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CK	-0.218*** (-4.76)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CL	-0.275** (-2.43)	0.200** (2.02)	-0.0234 (-0.91)
CM	-0.0564** (-2.55)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
HZ	-0.232*** (-4.96)	0.218*** (5.74)	-0.0260 (-1.01)
KZ	-0.154*** (-3.32)	0.0366 (0.74)	-0.0737** (-2.06)
MA	-0.170** (-2.07)	0.156* (1.81)	-0.00742 (-0.43)
MB	-0.0979* (-1.82)	0.156* (1.81)	-0.00742 (-0.43)
NZ	-0.118*** (-2.64)	0.141** (2.20)	-0.123** (-2.57)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimation SUR (*seemingly unrelated regressions*). Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1982-2012. Observations par branche : 31.

2.1.4. Equation de prix de valeur ajoutée

Les effets du CICE sur le prix de valeur ajoutée sont à la fois directs et indirects. D'une part, une entreprise percevant du CICE est susceptible d'utiliser le dispositif pour baisser son prix. D'autre part, les entreprises consommant la production d'entités ayant baissé leur prix bénéficient également de la mesure, mais cette fois de façon indirecte (*via* les consommations intermédiaires).

Comme lors des estimations utilisant la nomenclature A17, nous avons retiré la branche « services immobiliers » (LZ) en raison de la difficulté de modéliser les prix de ce secteur, dont les coefficients apparaissent incohérents avec le type de modèle retenu¹⁵.

En première étape, nous estimons l'équation suivante sur la période 1988-2012 :

$$\begin{aligned} \Delta \log(Pva_{i,t}) = & cte - \gamma \cdot \left(\log(Pva_{i,t-1}) - (1 - \alpha_i) \left(\log(W_i \cdot (1 + tx_{cot.pat_i}))_{t-1} - \log(\pi_{i,t-1}) \right) \right) \\ & - \alpha_i \cdot \log(c_{k_i,t-1}) \\ & + \delta_i \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(Pva_{i,t-j}) + \tau_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(W_{i,t-j}) + \omega_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) \\ & + \kappa_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(PCI_{i,t-j}^{IMP}) + \rho_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(PCI_{i,t-j}^{DOM}) + \varphi_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Où :

π_i = productivité ;

$\alpha_i = \frac{EBE_i}{VA_i}$, moyenne 1988-2012 ;

Ck_i = Coût du capital ;

W_i = Salaire moyen par tête ;

PCI représente les prix des consommations intermédiaires domestiques (DOM) ou importées (IMP), calculés de la façon suivante :

$$\begin{aligned} PCI_i^{DOM} &= \sum_{k \neq i}^n Pprod_k \times \frac{CI_{ik}^{DOM}}{\sum CI_i^{DOM}} \\ PCI_i^{IMP} &= \sum_{k \neq i}^n Pimp_k \times \frac{CI_{ik}^{IMP}}{\sum CI_i^{IMP}} \end{aligned}$$

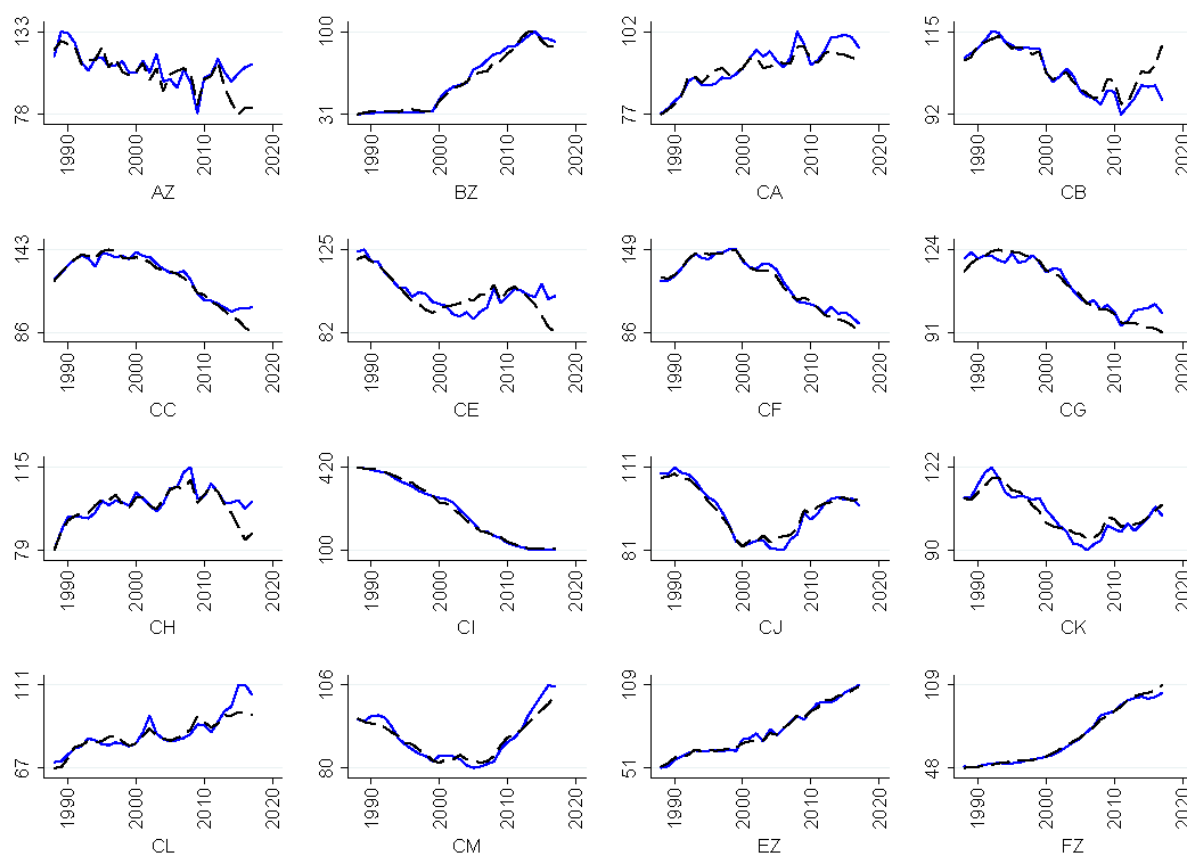
¹⁵ La force de rappel n'apparaît pas significativement négative dans les modèles à correction d'erreur, perturbant l'estimation des coefficients relatifs aux autres branches.

Les consommations intermédiaires sont obtenues à partir des tableaux des entrées intermédiaires symétriques, lesquels permettent de différencier leur origine (marché domestique ou importation). En revanche, la disponibilité limitée des TEI symétriques nous contraint à utiliser une matrice unique sur l'ensemble de la période, que nous fixons sur l'année 2012. Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que les coefficients techniques sont constants sur la période d'estimation (1988-2012).

L'estimation du coefficient ρ permet d'évaluer la mesure dans laquelle les branches répercutent les fluctuations du prix des consommations intermédiaires à court terme. Ainsi, une valeur négative de ρ traduit un comportement consistant à abaisser les marges lorsque le prix des consommations intermédiaires augmente, alors qu'une valeur positive suggère un phénomène inverse. L'estimation de ce coefficient n'est pas indispensable pour évaluer les effets directs du CICE mais sera nécessaire à l'estimation des effets indirects, d'où son inclusion dès la première étape.

L'équation (5) est estimée avec des coefficients spécifiques pour chaque branche, excepté pour la force de rappel sur laquelle des contraintes ont été appliquées de telle sorte que sa valeur soit équivalente pour chaque branche. Une autre contrainte d'égalité est imposée sur les coefficients ρ_i en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17 (les coefficients sont reportés dans le Tableau 6). La force de rappel s'élève à -0.0493 (t stat = -5.19), le nombre d'observations par branche est de 25.

Figure 8 : Simulation du scénario contrefactuel (prix de valeur ajoutée, biens)



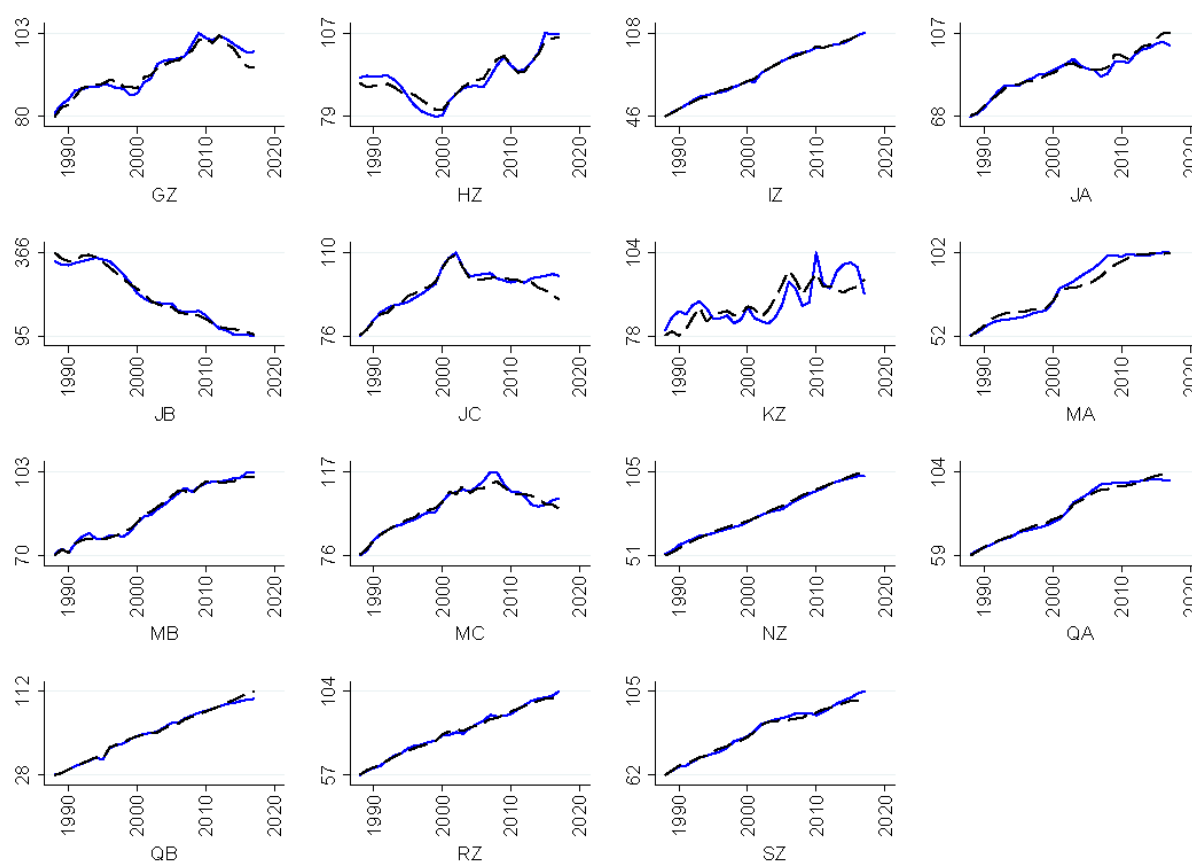
Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

Tableau 6 : Valeurs estimées des coefficients ρ_i

Branches	ρ_i
AZ	0.503 (0.31)
BZ, EZ	2.178 ^{***} (3.04)
CA	-0.368 (-1.48)
CI, CJ, CK	-0.328 (-1.34)
CL	-0.749 (-1.31)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.356 [*] (-1.72)
FZ	1.035 ^{**} (2.07)
GZ	0.480 (1.05)
HZ	-0.968 ^{**} (-2.57)
IZ	-0.0127 (-0.05)
JA, JB, JC	-0.486 ^{**} (-2.22)
KZ	-0.314 (-0.38)
MA, MB, MC, NZ	0.266 (1.47)
QA, QB	-0.189 (-1.07)
RZ, SZ	-0.173 (-0.94)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Le t-statistique est présenté entre parenthèses.

Figure 9 : Simulation du scénario contrefactuel (prix de valeur ajoutée, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

2.1.5. A propos des prix de production

Nous avons essayé d'estimer les effets des prix en modélisant non pas les prix de valeur ajoutée, mais les prix de production. Le passage des prix de valeur ajoutée aux prix de production se réalise normalement par l'application du cadre comptable et de la matrice du TES symétrique. La complication est qu'au lieu d'avoir un effet du CICE de la branche i sur le prix de valeur ajoutée de la branche i , on est susceptible d'avoir un effet du CICE perçu par chaque branche j sur le prix de production de la branche i . En effet le prix de production de la branche i est l'empilement des prix de valeur ajoutée de chaque branche intervenant dans la production d'un produit ou d'un service. Le prix d'une automobile est ainsi établi comme le prix de valeur ajoutée de l'assembleur final de l'automobile, de celui de ses sous-traitants (dans le même secteur ou pas), des inputs nécessaires (importés ou non) et des différentes marges de commerce, de transport. Bien que l'on mesure directement certains prix de production, il n'y a pas d'avantage théorique à considérer plutôt le prix de valeur ajoutée de chaque branche ou son prix de production. Le passage de l'un à l'autre est (macro)comptable et peut se retrouver par la matrice du TES symétrique. Les prix de valeur ajoutée ne présentent qu'un seul avantage : l'hypothèse d'indépendance du traitement CICE entre branches s'exprime plus simplement.

Il est par ailleurs possible d'estimer des équations de prix de production aux contraintes de long terme proches (équivalentes) de celles imposées aux équations de prix de valeur ajoutée. En revanche, nos estimations de l'impact du traitement – en construisant un traitement empilé en utilisant la matrice du TES symétrique – n'ont pas abouti à des résultats cohérents.

Nous préférons écarter l'approche par les prix de production à ce stade. L'hypothèse « le CICE de i ne joue que sur i » nous paraît une hypothèse de départ plus pertinente que l'hypothèse « le CICE de i a des effets sur toutes les branches en même temps ». Exprimer cette hypothèse est plus simple en prix de VA et peut être fait à court comme à long terme dans les équations de prix de VA. L'incohérence des deux approches (prix de VA, prix de production) peut provenir d'une contrainte différente – a priori sur la dynamique, le long terme étant normalement équivalent. Elle peut également provenir d'un passage insuffisamment rigoureux des prix de VA aux prix de production. Dans un cas comme dans l'autre, cela demande plus de travaux pour éclaircir ce mystère.

2.1.6. Equation d'investissement

La modélisation de l'équation d'investissement est proche des formes retenues dans la littérature (Ducoudré et Plane 2015). L'investissement dépend du coût du capital dans le long terme, ainsi que du taux de marge (EBE rapporté à la VA). Ces deux coefficients sont contraints de façon à être égaux entre branches, selon leur regroupement dans la nomenclature A17. Dans le court terme, nous ajoutons également le taux d'utilisation des capacités de production dans les branches industrielles (source Insee). Enfin, une tendance linéaire est ajoutée sur la période 1995-2005. L'équation est estimée entre 1987 et 2012.

$$\begin{aligned} \Delta \log(I_{i,t}) = & cte - \gamma \cdot \left(\log\left(\frac{I_{i,t-1}}{VA_{i,t-1}}\right) - \alpha_i \cdot \log(CK_{i,t-1}) - \beta_i \cdot \log(Tx\ marge_{i,t-2}) \right) + \kappa_i \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(I_{i,t-j}) \\ & + \tau_i \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(VA_{i,t-j}) + \omega_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(VA_{i,t-j}) + \theta_i \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(TUC_{i,t-j}) \\ & + \zeta_i \cdot Trend_{i,95-05} + \delta_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

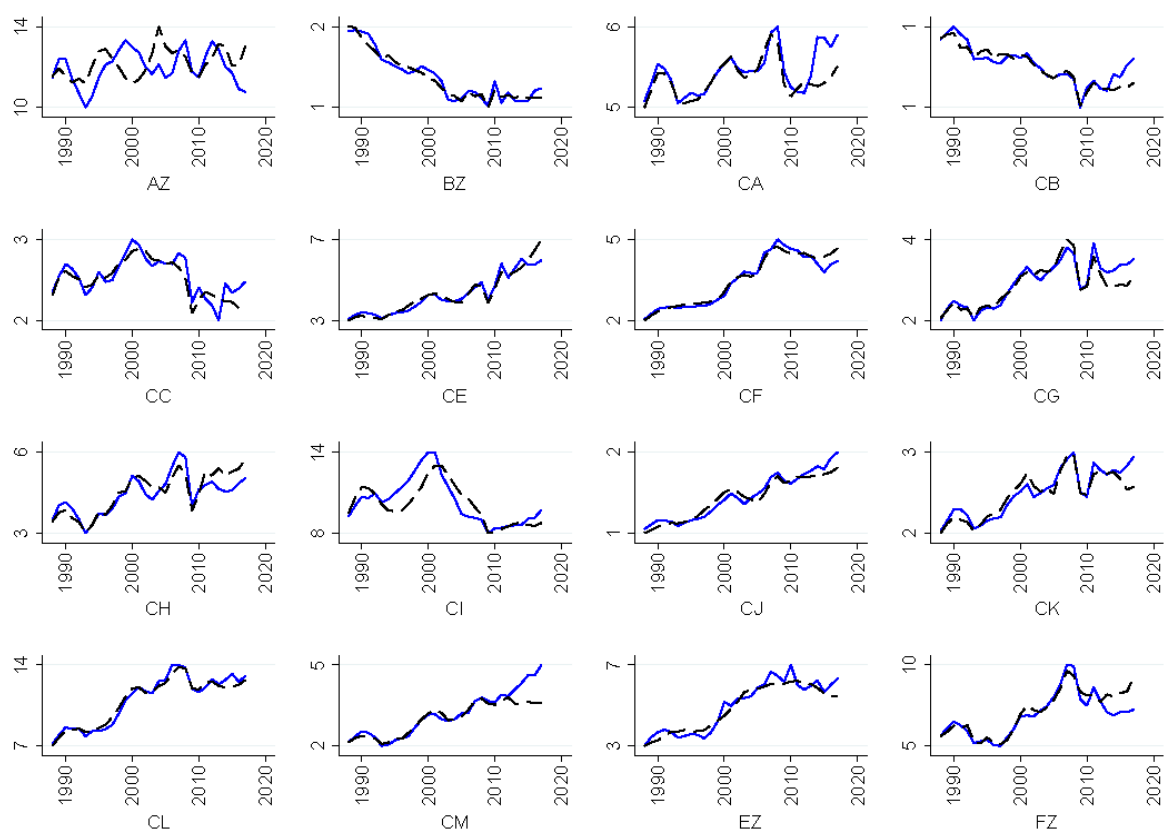
Tableau 7 : Estimation des coefficients de long terme (équation d'investissement)

Branches	Force de rappel	$\log(CK_{i,t-1})$	$\log(Tx\ marge_{i,t-2})$
AZ	-0.344*** (-14.07)	0.151** (2.34)	-0.303* (-1.87)
BZ, EZ	-0.344*** (-14.07)	-0.0230 (-0.23)	0.0794 (0.70)
CA	-0.344*** (-14.07)	-0.269*** (-3.39)	0.0484 (0.27)
CI, CJ, CK	-0.344*** (-14.07)	-0.237*** (-3.26)	-0.0415 (-0.77)
CL	-0.344*** (-14.07)	-0.0171 (-0.15)	0.148* (1.94)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.344*** (-14.07)	-0.136*** (-3.49)	0.0638** (2.13)

FZ	-0.344*** (-14.07)	-0.104 (-0.79)	-0.0944 (-0.97)
GZ	-0.344*** (-14.07)	-0.134* (-1.66)	-0.204* (-1.65)
HZ	-0.344*** (-14.07)	-0.105* (-1.93)	0.196 (1.43)
IZ	-0.344*** (-14.07)	-0.214** (-2.01)	-0.335* (-1.85)
JA, JB, JC	-0.344*** (-14.07)	-0.234*** (-3.23)	-0.0115 (-0.18)
KZ	-0.344*** (-14.07)	-0.197 (-0.87)	-0.258 (-1.30)
LZ	-0.344*** (-14.07)	-0.00647 (-0.63)	-0.194 (-0.15)
MA, MB, MC, NZ	-0.344*** (-14.07)	-0.259*** (-4.29)	0.00827 (0.58)
QA, QB	-0.344*** (-14.07)	-0.0419 (-1.06)	-0.132 (-1.23)
RZ, SZ	-0.344*** (-14.07)	-0.202*** (-3.60)	0.0853 (0.38)

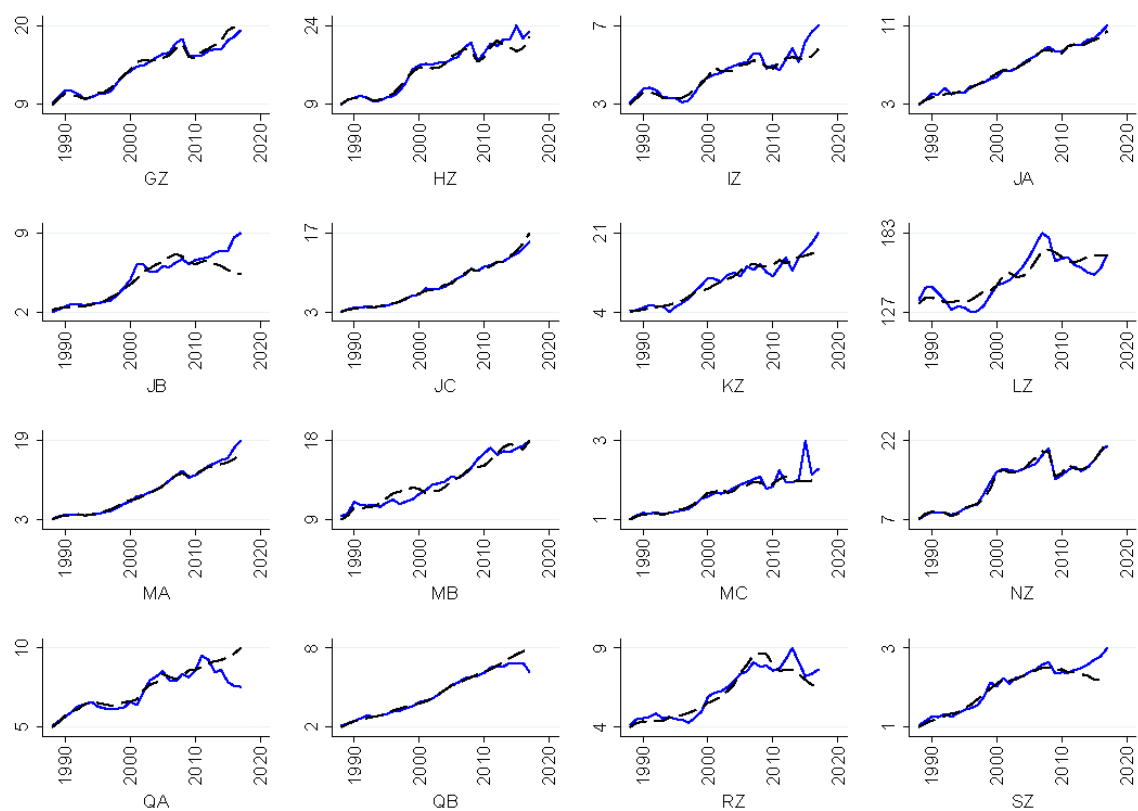
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimation MCO. Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1987-2012. Observations par branche : 26.

Figure 10 : Simulation du scénario contrefactuel (investissement, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. L'investissement est exprimé en milliards (volume).

Figure 11 : Simulation du scénario contrefactuel (investissement, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. L'investissement est exprimé en milliards (volume).

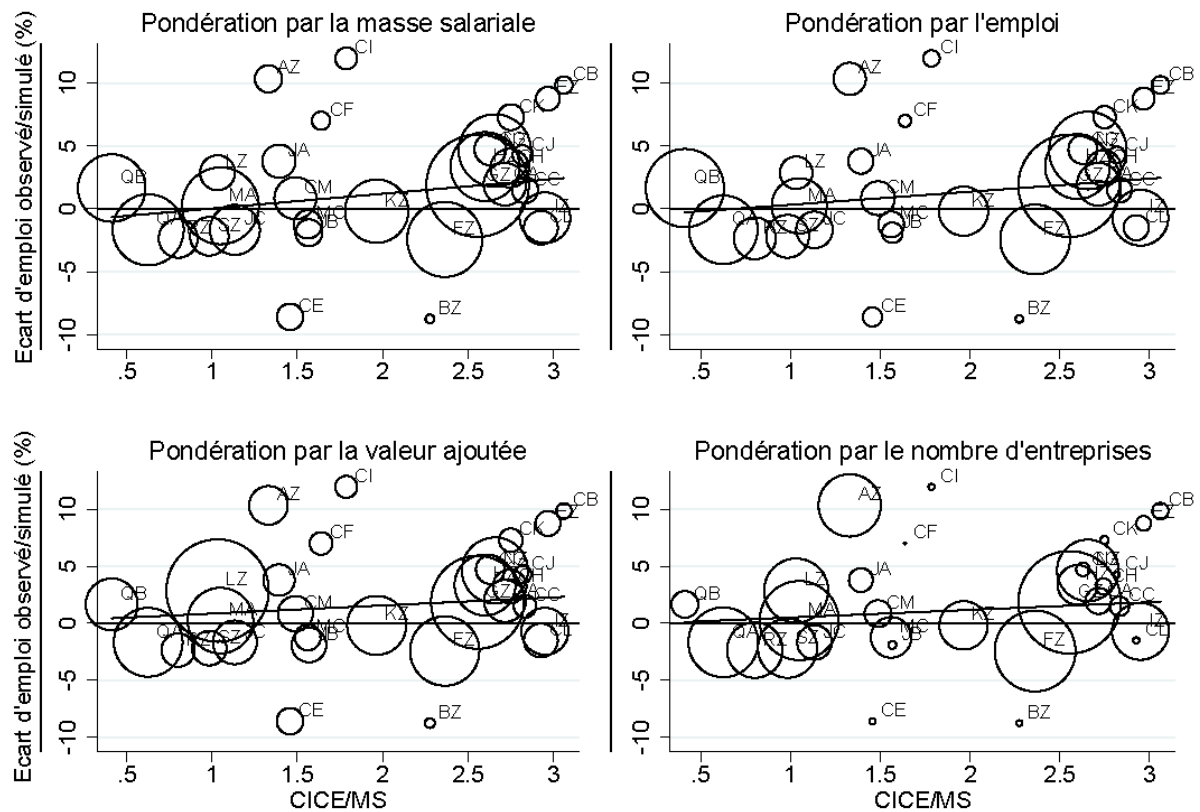
3.1. Effet du CICE sur l'emploi

$$\frac{E_{it} - E_{it}^*}{E_{it}} = \alpha_E + \beta_E \frac{CICE_{it}}{MS_{it}} + \mu_{E_t} + \epsilon_{it}$$

Où E est l'emploi observé, E^* l'emploi simulé, MS la masse salariale et μ_E un effet capturant les éventuels chocs communs à toutes les branches i .

25

Figure 13 : Régressions pondérées, emploi, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. MB est exclue.

Tableau 8 : Effets du CICE sur l'emploi, échantillon total, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	1.401*** (0.411)	0.930*** (0.245)	0.816*** (0.233)	0.627** (0.269)	0.516* (0.301)
Constante	-1.418 (0.927)	-1.309** (0.559)	-1.108** (0.550)	-0.478 (0.592)	-0.618 (0.638)
Observations	154	154	154	154	154
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.110	0.164	0.162	0.131	0.067

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 9 : Effets du CICE sur l'emploi, biens, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.699 (1.022)	0.732 (0.901)	-0.100 (0.909)	-0.686 (0.916)	-5.296*** (0.799)
Constante	-0.189 (2.110)	-1.044 (1.748)	0.369 (1.756)	1.409 (1.796)	7.678*** (1.450)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.063	0.053	0.050	0.052	0.399

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 10 : Effets du CICE sur l'emploi, services, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.821*** (0.309)	0.954*** (0.243)	0.868*** (0.239)	0.714** (0.270)	1.041*** (0.261)
Constante	-0.911 (0.647)	-1.321** (0.558)	-1.181** (0.574)	-0.528 (0.583)	-1.346** (0.567)
Observations	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.140	0.298	0.283	0.263	0.253

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats sont reportés dans le Tableau 8, le Tableau 9 et le Tableau 10, alors de la Figure 12 et la Figure 13 permettent une visualisation graphique. Les coefficients positifs et significatifs suggèrent un effet positif du CICE sur l'emploi, avec une magnitude relativement importante et variable selon la pondération appliquée. Ainsi, 1 point de CICE (rapporté à la masse salariale) aurait augmenté l'emploi d'une branche entre 0.52-1.40% par rapport à une autre branche, selon la pondération retenue.

Les résultats sont plus constants au gré des pondérations lorsque l'échantillon est divisé selon le type de production (biens ou services). Alors que le CICE ne semble pas associé à des créations/sauvegardes d'emplois dans les biens, les coefficients sont systématiquement significatifs dans les services. Ils semblent également plus stables en termes de magnitude, ce qui s'explique par une plus faible

hétérogénéité. Toutefois, nous avons noté dans notre précédent rapport le caractère particulier de l'année 2017 concernant l'emploi. En effet, l'année 2017 est caractérisée par une augmentation des consommations et restitutions du CICE millésimé 2013, lesquelles sont probablement corrélées aux créances 2017. Ces restitutions et consommations peuvent biaiser notre résultat à la hausse. De plus, la prime à l'embauche pour les PME est un dispositif susceptible d'être corrélé au CICE, mais que nous ne pouvons pas contrôler dans nos estimations¹⁶.

Pour ces raisons, nous ré-estimons le modèle en retirant l'année 2017 de l'échantillon (Tableau 11).

Tableau 11 : Effets du CICE sur l'emploi, services, 2013-2016

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.450 (0.297)	0.537** (0.231)	0.467** (0.223)	0.382 (0.255)	0.623** (0.236)
Constante	-0.520 (0.554)	-0.821* (0.474)	-0.700 (0.476)	-0.161 (0.495)	-0.870* (0.458)
Observations	59	59	59	59	59
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.064	0.164	0.160	0.138	0.151

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les coefficients apparaissent nettement plus faibles et demeurent dans la plupart des cas significatifs. En retenant la pondération par le nombre d'entreprises, un point de CICE serait associé à une hausse de 0.62% de l'emploi dans les services, alors que l'impact serait nul dans les biens¹⁷. Lorsque l'ensemble de l'échantillon est estimé sur la période 2013-2016 (tableau 12), les coefficients apparaissent également plus faibles par rapport aux résultats du tableau 8 incluant l'année 2017.

¹⁶ Un autre contrôle consistant à régresser l'écart entre emploi observé et simulé sur la part de la masse salariale inférieure à 1,6 SMIC aurait permis de contrôler l'effet potentiel des allègements de cotisations sociales mis en œuvre dans le cadre du Pacte de responsabilité à partir de 2015. Ne disposant pas de cette part ventilée en 38 branches, nous n'avons pu réaliser ce contrôle.

¹⁷ Lorsque l'année 2017 est retirée de l'échantillon « biens », les coefficients demeurent non significatifs (résultat non reporté).

Tableau 12 : Effets du CICE sur l'emploi, échantillon total, 2013-2016

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	1.197*** (0.405)	0.609** (0.242)	0.489** (0.229)	0.396 (0.267)	0.167 (0.300)
Constante	-1.142 (0.832)	-0.893* (0.498)	-0.685 (0.486)	-0.197 (0.531)	-0.205 (0.574)
Observations	123	123	123	123	123
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.087	0.086	0.082	0.059	0.025

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

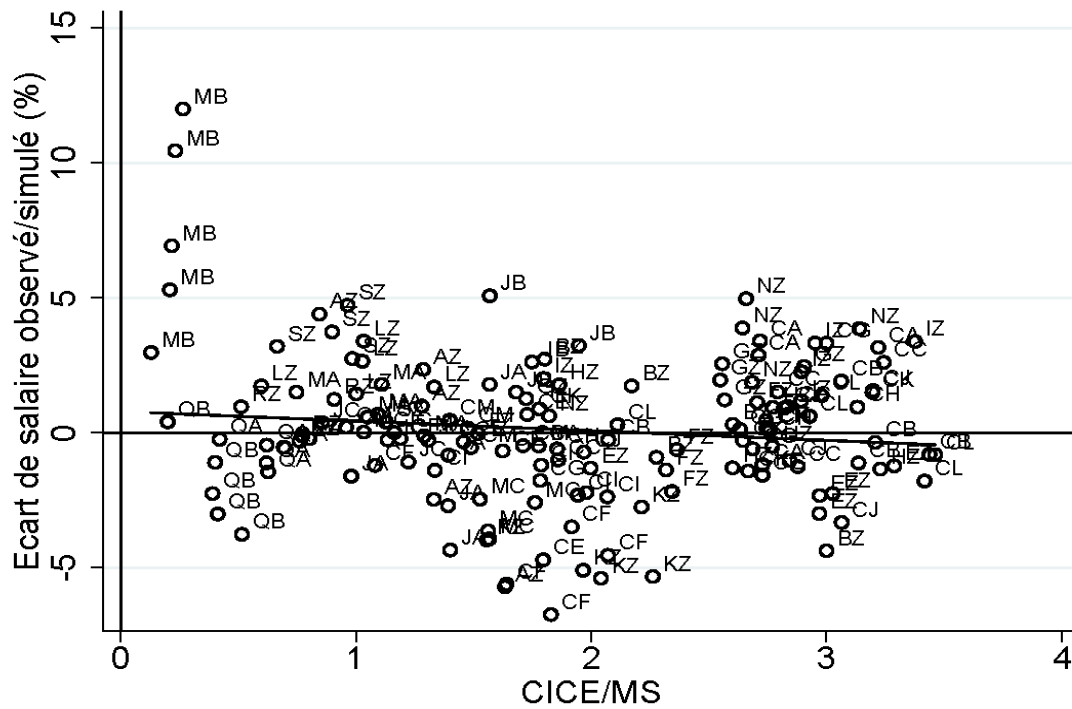
3.2. Effet du CICE sur le salaire moyen par tête

Nous estimons le modèle suivant sur la période 2013-2017 :

$$\frac{W_{it} - W_{it}^*}{W_{it}} = \alpha_W + \beta_W \frac{CICE_{it}}{MS_{it}} + \mu_{W_t} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

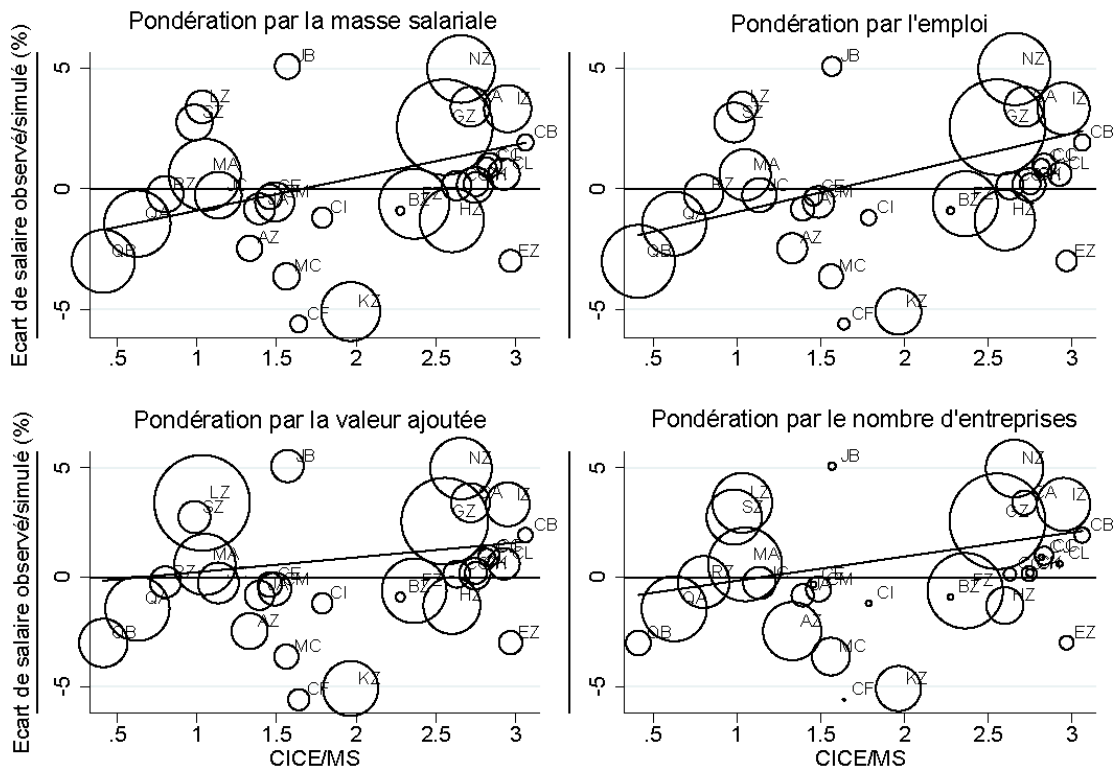
Où W représente le salaire moyen par tête et W* la simulation.

Figure 14 : Régression non pondérée, SMPT, 2013-2017



Note : La branche MB sera (par la suite) retirée de l'échantillon.

Figure 15 : Régressions pondérées, SMPT, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. MB est exclue.

Tableau 13 : Effets du CICE sur le SMPT, échantillon total, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.267 (0.239)	0.787*** (0.209)	0.990*** (0.192)	0.327 (0.225)	0.507** (0.226)
Constante	-0.106 (0.540)	-0.591 (0.476)	-0.690 (0.452)	0.223 (0.494)	0.401 (0.480)
Observations	154	154	154	154	154
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.021	0.096	0.158	0.024	0.039

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 14 : Effets du CICE sur le SMPT, biens, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.828** (0.412)	0.653* (0.380)	0.605 (0.405)	0.682 (0.412)	0.177 (0.454)
Constante	-1.369 (0.850)	-1.137 (0.737)	-0.937 (0.782)	-0.943 (0.808)	0.927 (0.823)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.071	0.102	0.086	0.063	0.118

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 15 : Effets du CICE sur le SMPT, services, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.680* (0.374)	1.023*** (0.302)	1.229*** (0.265)	0.586* (0.325)	0.727** (0.297)
Constante	-0.137 (0.784)	-0.611 (0.694)	-0.713 (0.635)	0.139 (0.703)	0.127 (0.646)
Observations	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.056	0.149	0.243	0.056	0.086

Écarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les estimations reportées dans le Tableau 13, le Tableau 14 et le Tableau 15 tendent à confirmer l'hypothèse d'un effet positif du CICE sur les salaires, plus particulièrement dans les services. La spécificité de l'année 2017 (liée aux consommations et restitutions importantes du millésime 2013) ne semble pas exercer d'impact sur l'évolution du salaire moyen par tête, contrairement à l'emploi¹⁸.

La magnitude de l'effet est variable selon les pondérations : ainsi, un point de CICE (rapporté à la masse salariale) aurait augmenté le salaire moyen par tête de 0.59 % à 1.23%.

3.3. Effet du CICE sur le prix à l'exportation

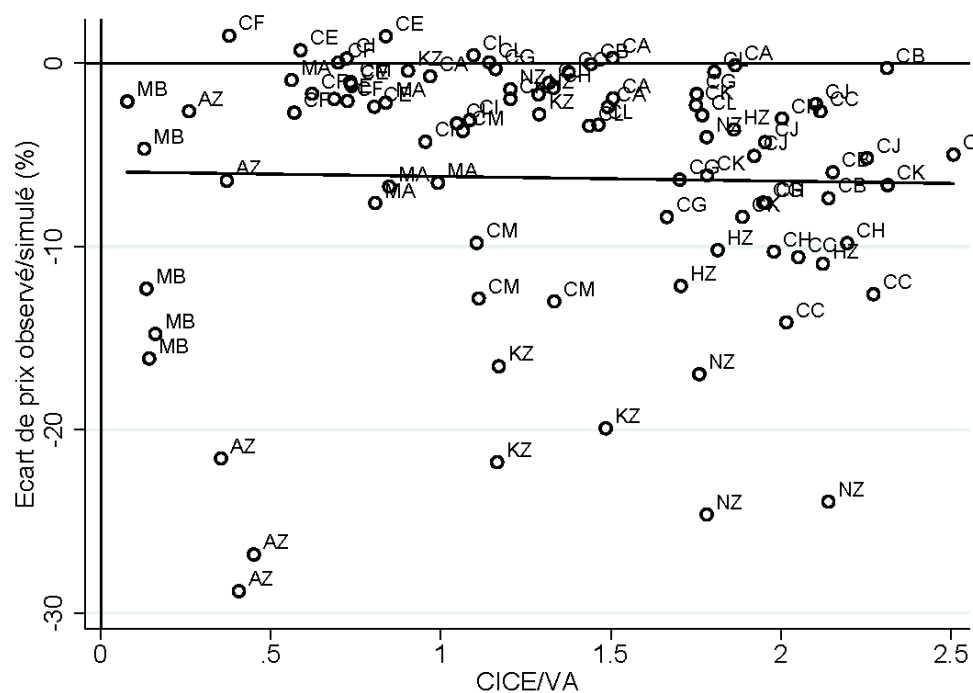
Nous estimons les effets du CICE sur les prix à l'exportation (équation (9)).

$$\frac{Pexp_{it} - Pexp_{it}^*}{Pexp_{it}} = \alpha_{exp} + \beta_{exp} \frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Où $Pexp$ est le prix à l'exportation observé, $Pexp^*$ la simulation.

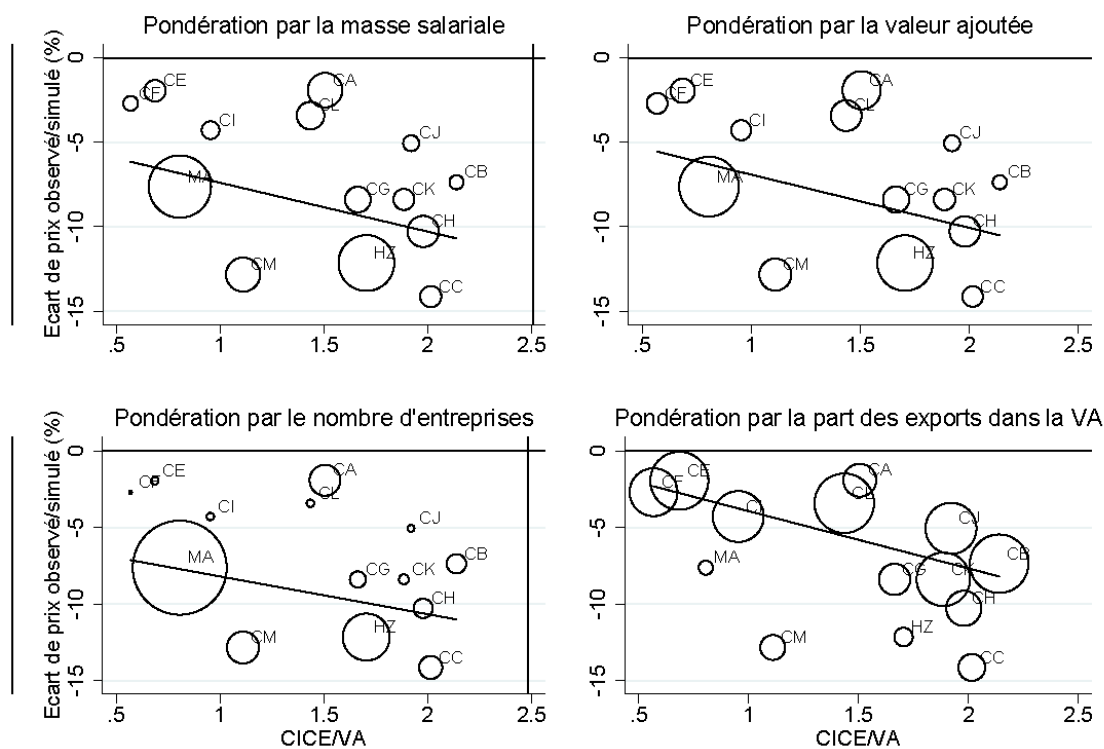
¹⁸ Résultat non reporté. Voir le rapport précédent pour une présentation de l'effet entre 2013 et 2017.

Figure 16 : Régression non pondérée, prix à l'export, 2013-2017



Note : Les branches AZ, KZ, MB, NZ seront (par la suite) retirées de l'échantillon.

Figure 17 : Régressions pondérées, prix à l'export, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. AZ, KZ, MB et NZ sont exclus.

Tableau 16 : Effets du CICE sur le prix à l'export, 2013-2017

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.437*** (0.670)	-1.851** (0.710)	-1.933** (0.789)	-2.071*** (0.738)	-1.388** (0.562)	-2.583*** (0.453)
Constante	1.973* (1.014)	0.850 (1.002)	0.990 (1.120)	1.134 (1.040)	0.128 (0.727)	2.394*** (0.713)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.550	0.590	0.574	0.557	0.699	0.643

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats présentés dans le Tableau 16 suggèrent que, contrairement aux estimations réalisées avec la nomenclature A17, l'impact du CICE sur les prix à l'export est statistiquement significatif. Cette différence s'explique par le fait que la nomenclature A38 offre une désagrégation plus fine des branches industrielles, lesquelles sont également les plus exportatrices¹⁹. En revanche, l'écart entre les valeurs observées et simulées est important et la dispersion relativement forte (Figure 16 et Figure 17). Cet écart plus important qu'avec les précédentes variables (emploi et salaire) se répercute sur la magnitude des coefficients estimés (Tableau 16). Ces derniers apparaissent particulièrement élevés en valeur absolue et incompatibles avec les créances réellement perçues par les branches de l'échantillon. Par prudence, nous interpréterons ce résultat comme une tendance, sans quantifier précisément la part de CICE affectée à la modération des prix à l'export. Cette tendance est confortée par la significativité des coefficients, quelle que soit la pondération considérée.

3.4. Effet du CICE sur les prix de valeur ajoutée

3.4.1. Effet direct

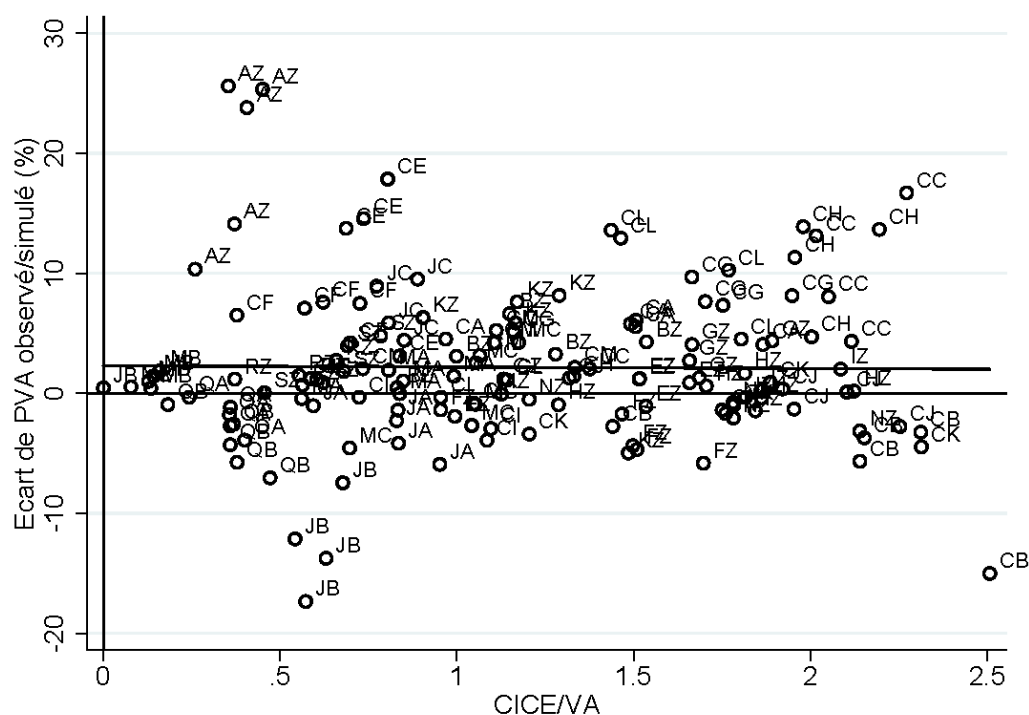
Nous estimons le modèle suivant :

$$\frac{PVA_{it} - PVA_{it}^*}{PVA_{it}} = \alpha_0 + \phi_0 \frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \mu_{PVA_t} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

¹⁹ Ce constat est confirmé par les résultats concernant le prix de valeur ajoutée. Voir ci-après.

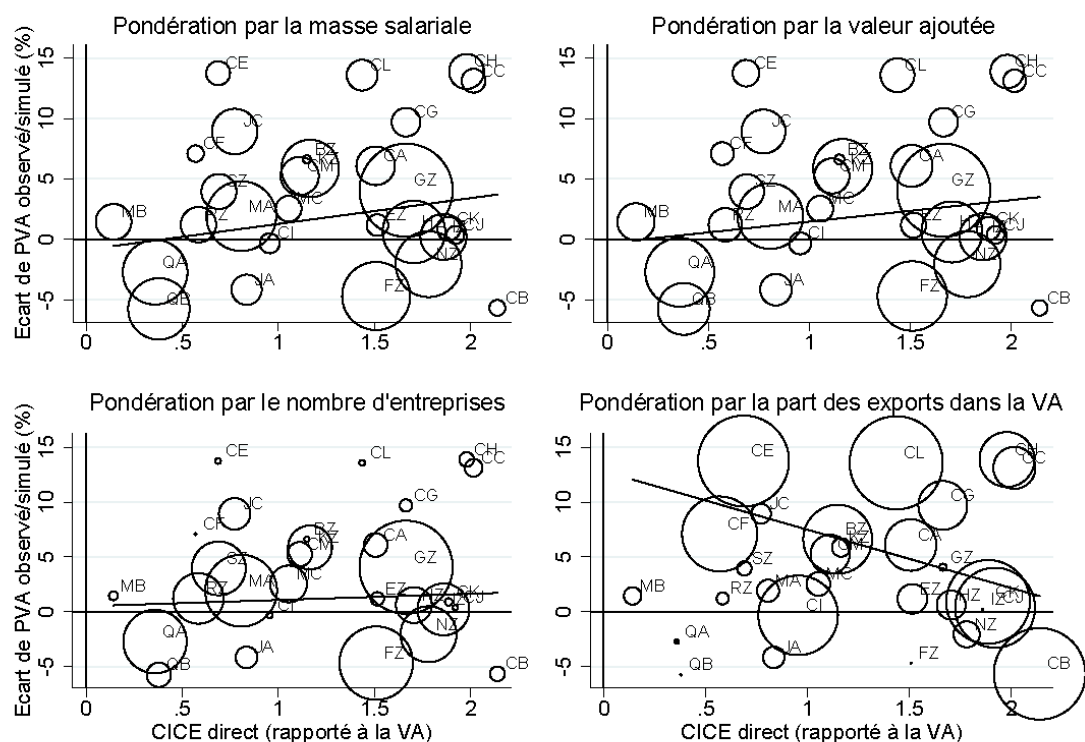
Où PVA est le prix de valeur ajoutée observé et PVA* la simulation.

Figure 18 : Régression non pondérée, CICE direct, 2013-2017



Note : Les branches AZ et JB seront (par la suite) retirées de l'échantillon, ainsi que le point bas de CB.

Figure 19 : Régressions pondérées, CICE direct, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. AZ et JB sont exclues.

Tableau 17 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, échantillon total

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.706 (0.739)	1.566** (0.638)	1.921*** (0.573)	1.312** (0.652)	0.514 (0.558)	-4.373*** (0.863)
Constante	0.015 (1.109)	-0.779 (0.942)	-1.226 (0.877)	-0.504 (0.960)	-0.181 (0.781)	5.051*** (1.304)
Observations	144	144	144	144	144	144
Branches	29	29	29	29	29	29
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.048	0.054	0.081	0.042	0.015	0.247

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 18 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, biens

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.211 (1.440)	0.364 (2.172)	2.102 (2.328)	-0.793 (2.100)	4.147 (2.651)	-4.878*** (1.234)
Constante	3.304 (2.044)	0.409 (2.701)	-1.390 (2.850)	1.642 (2.614)	-4.455 (2.894)	5.680*** (1.862)
Observations	74	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.120	0.027	0.030	0.029	0.060	0.280

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 19 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.576 (0.769)	1.404** (0.696)	1.670*** (0.626)	1.264* (0.691)	0.907 (0.641)	-1.378* (0.770)
Constante	-0.265 (1.079)	-0.648 (1.046)	-1.036 (0.979)	-0.491 (1.042)	-0.336 (0.913)	0.805 (1.085)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.019	0.071	0.106	0.063	0.060	0.079

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats de l'estimation de l'effet direct du CICE sur les prix de valeur ajoutée sont présentés dans les tableaux ci-dessus. Les coefficients apparaissent très variables selon les pondérations, suggérant une forte hétérogénéité de l'effet. Seule la pondération par la part des exportations dans la VA est négative, suggérant que l'exposition à la concurrence internationale conditionne probablement les effets du CICE sur les prix des entreprises. En revanche, la pondération par le nombre d'entreprises n'est pas significative.

Ce premier résultat doit être tempéré en raison de son caractère incomplet. En effet, avons émis l'hypothèse qu'outre des effets directs, le CICE est susceptible d'exercer des effets indirects *via* sa diffusion au sein de la chaîne de production. Ainsi, une entreprise percevant un crédit d'impôt et le répercutant sur son prix peut provoquer une baisse des prix des entreprises consommant sa production, qui à son tour transmettra l'effet aux entités situées en aval de la chaîne de production.

La prise en compte de ce phénomène de diffusion est indispensable dans la mesure où des branches initialement peu exposées au CICE (en raison de la composition de leur masse salariale) peuvent bénéficier du dispositif par le biais de leurs consommations intermédiaires (Hagneré et Legendre, 2016). Ignorer ces effets de diffusion équivaut à estimer l'équation (11) avec un biais de variable omise, perturbant ainsi l'estimation du paramètre ϕ_0 . Cette omission peut expliquer l'inconstance de l'effet direct au gré des pondérations et, de façon plus générale, être une source d'erreur dans la magnitude du coefficient estimé.

3.4.2. Effet indirect du CICE

Les effets indirects du CICE résultent des consommations intermédiaires interbranche. Une branche consommant des biens ou services bénéficiera du CICE de ses fournisseurs, si le dispositif est associé à des baisses de prix. Il est donc nécessaire, dans un premier temps, d'estimer la mesure dans laquelle chaque branche répercute les variations des prix des consommations intermédiaires sur son propre prix. Ce comportement est capturé par les coefficients ρ_i , dont nous avons déjà présenté les valeurs dans le Tableau 6.

Ensuite, il suffit de déterminer le montant de CICE dont bénéficie chaque branche ainsi que ses liens commerciaux avec les autres branches. Nous utilisons les coefficients ρ_i , le tableau des entrées intermédiaires symétrique et les valeurs de crédit d'impôt reçues par chaque branche afin de déterminer la diffusion du CICE dans la chaîne de production. Cette diffusion est calculée de la façon suivante²⁰ :

$$EI = \left[\left(I - \rho \cdot \frac{P}{CI} \cdot A \cdot (I - A)^{-1} \cdot \frac{VA}{P} \right)^{-1} - I \right] \frac{CICE}{VA}$$

Où :

- **EI** est le CICE indirect reçu ;
- **ρ** est une matrice dont les termes diagonaux sont les ρ_i ;
- $\frac{P}{CI}$ est une matrice dont les termes diagonaux sont la production sur les consommations intermédiaires ;
- **$A = \left[\frac{CI_{ij}}{P_i} \right]$** est la matrice des coefficients techniques dont les valeurs sont nulles sur la diagonale ;
- $\frac{VA}{P}$ est une matrice dont les termes diagonaux sont la valeur ajoutée sur la production ;
- **I** est une matrice identité ;

Les termes diagonaux imposés à 0 sur la matrice **A** permettent d'exclure l'auto-consommation. Le CICE indirect ne peut transiter par l'auto-consommation puisqu'il résulte du CICE versé aux autres branches. Par cohérence, nous avons également calculé les coefficients ρ_i en excluant la consommation intra-branche.

A priori, la prise en compte des effets indirects est ambiguë quant à l'impact sur les prix de valeur ajoutée. Un scénario où les entreprises répercutent le CICE perçu indirectement sur leur prix est envisageable, ce qui aurait pour conséquence d'augmenter le coefficient ϕ en valeur absolue. Un comportement consistant à augmenter les marges ou verser des primes *via* le CICE perçu indirectement est également plausible, tout particulièrement de par la subtilité du phénomène : sauf cas particulier où une entreprise impose un prix à ses fournisseurs, la baisse du prix des consommations intermédiaires résultant du CICE indirect n'est pas nécessairement imputée à ce dernier, justifiant la différence de comportement entre CICE perçu directement et indirectement. Dans une configuration où le CICE indirect augmente les marges des entreprises (ou les primes versées), le nouveau coefficient ϕ sera inférieur (en valeur absolue) par rapport à l'estimation précédente.

Puisque EI représente le CICE indirect, nous pouvons calculer l'impact global du CICE sur les prix de valeur ajoutée.

²⁰ Le détail du calcul est disponible en annexe.

$$\frac{PVA_{it} - PVA_{it}^*}{PVA_{it}} = \alpha_1 + \phi_1 \left(\frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + EI_{it} \right) + \mu_{PVA_t} + \epsilon_{it}$$

(12)

Tableau 20 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, échantillon total

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-0.292 (0.546)	-0.008 (0.560)	0.509 (0.526)	-0.236 (0.554)	-0.917** (0.446)	-2.756*** (0.635)
Constante	0.868 (1.079)	0.537 (1.046)	-0.046 (0.979)	0.803 (1.042)	1.035 (0.913)	3.458*** (1.085)
Observations	144	144	144	144	144	144
Branches	29	29	29	29	29	29
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.044	0.013	0.013	0.015	0.039	0.214

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 21 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, biens

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.684*** (0.803)	-5.588*** (0.951)	-6.068*** (0.995)	-5.346*** (0.899)	-6.391*** (0.904)	-3.065*** (0.899)
Constante	4.053** (1.622)	7.224*** (1.703)	8.001*** (1.741)	7.009*** (1.657)	8.267*** (1.558)	3.897** (1.691)
Observations	74	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.218	0.354	0.365	0.360	0.439	0.244

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 22 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.541 (0.791)	1.370* (0.722)	1.675** (0.651)	1.249* (0.711)	0.873 (0.643)	-1.466* (0.835)
Constante	-0.208 (1.064)	-0.548 (1.039)	-0.964 (0.977)	-0.413 (1.033)	-0.289 (0.906)	0.699 (1.058)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.017	0.065	0.099	0.059	0.058	0.077

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats présentés dans le Tableau 20, le Tableau 21 et le Tableau 22 montrent que l'impact du CICE direct et indirect est essentiellement localisé dans les branches industrielles, agricoles et la construction. Les effets sont faiblement significatifs et inconstants dans les services, d'où l'impossibilité d'apporter une conclusion claire dans ces branches. En revanche, les coefficients sont systématiquement négatifs et significatifs dans les autres branches (biens), avec une magnitude toutefois très élevée. Cette magnitude est incompatible avec les montants de CICE réellement reçus par ces branches, c'est pourquoi nous n'interpréterons ce résultat qu'en termes de tendance. Nous observons un impact manifestement négatif du CICE sur les prix de valeur ajoutée dans le sous-échantillon « biens », sans qu'il ne soit possible de quantifier précisément cet impact.

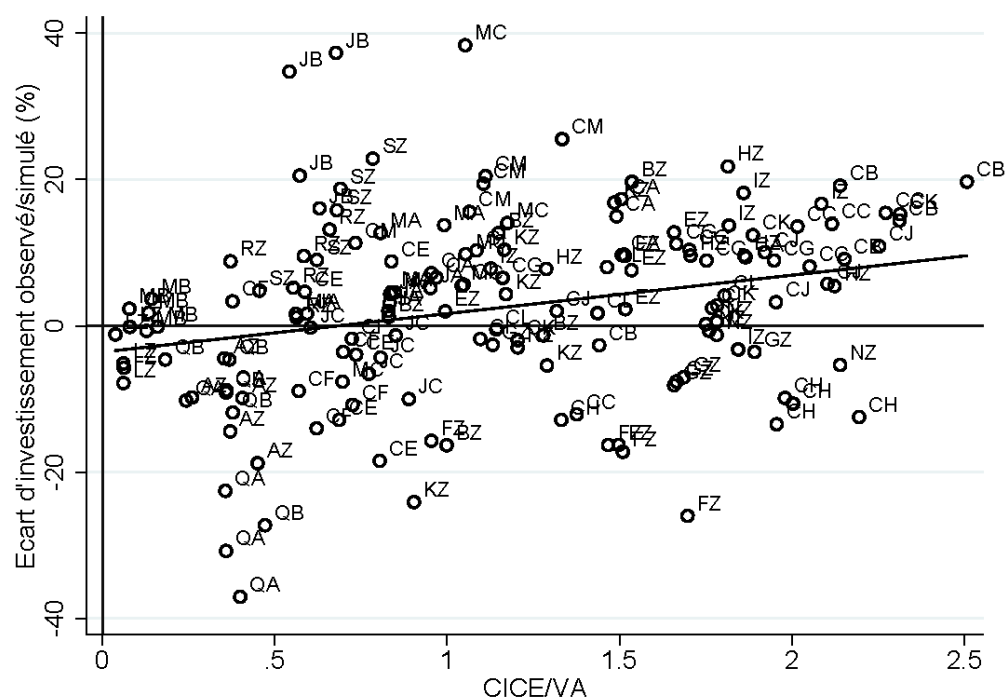
3.5. Effet du CICE sur l'investissement

Nous estimons le modèle suivant :

$$\frac{I_{it} - I_{it}^*}{I_{it}} = \alpha_I + \beta_I \frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \mu_{I_t} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

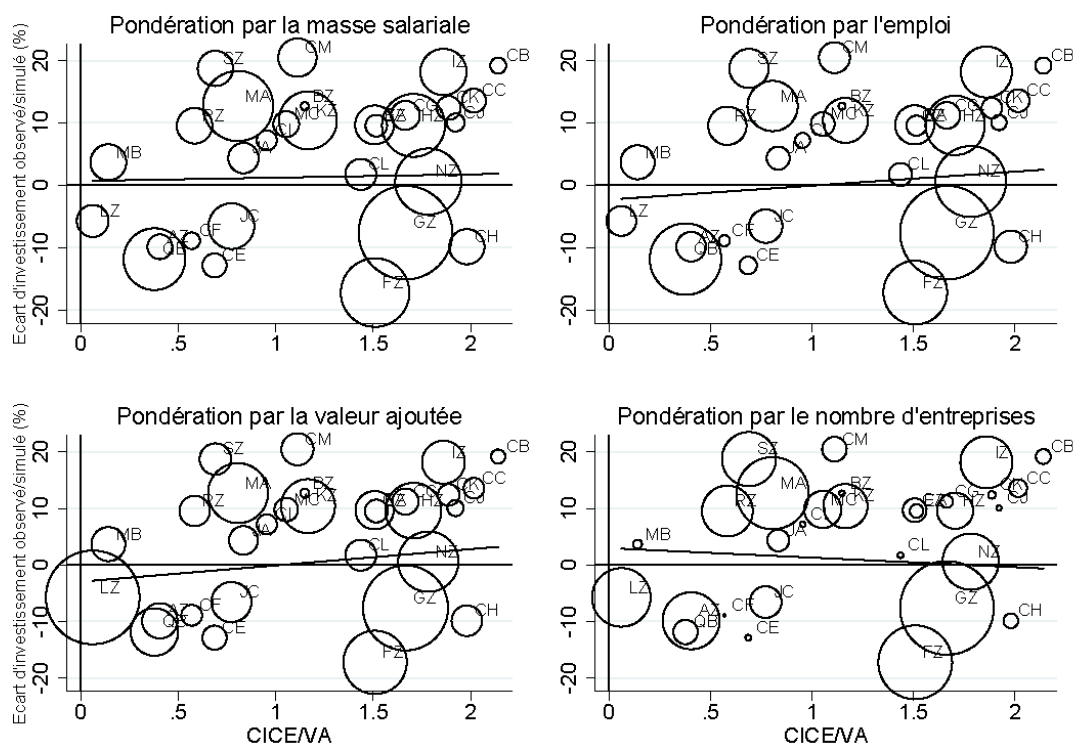
Où I est le prix de valeur ajoutée observé et I^* la simulation.

Figure 20 : Régression non pondérée, investissement, 2016



Note : Les branches JB et QA seront (par la suite) retirées de l'échantillon, ainsi que les points extrêmes de QB et MC.

Figure 21 : Régressions pondérées, investissement, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. JB et QA sont exclues

Tableau 23 : Effet du CICE sur l'investissement, échantillon total

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	4.059*** (1.479)	-0.267 (1.742)	0.685 (1.644)	1.705 (1.319)	-1.732 (1.696)
Constante	-4.266* (2.278)	-2.176 (2.516)	-2.733 (2.442)	-3.651* (2.136)	-1.475 (2.504)
Observations	148	148	148	148	148
Branches	30	30	30	30	30
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.089	0.021	0.015	0.026	0.029

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 24 : Effet du CICE sur l'investissement, biens

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	8.013*** (2.420)	1.868 (4.203)	4.203 (3.938)	4.477 (3.492)	2.183 (2.628)
Constante	-8.939** (3.631)	-6.426 (5.502)	-9.416* (5.280)	-8.747* (4.766)	-11.769*** (3.745)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.154	0.014	0.028	0.034	0.057

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 25 : Effet du CICE sur l'investissement, services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	2.299 (2.031)	0.028 (2.054)	0.578 (1.961)	2.096 (1.548)	-2.563 (2.000)
Constante	-2.115 (2.924)	-1.608 (3.020)	-1.552 (2.971)	-3.031 (2.558)	1.450 (2.984)
Observations	68	68	68	68	68
Branches	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.095	0.056	0.041	0.074	0.097

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats font apparaître des effets inconstants. En effet, le coefficient associé au CICE n'est significatif qu'en l'absence de pondération (échantillon complet et sous-échantillon « biens »). De plus, la magnitude des coefficients estimés apparaît très volatile et incite à la prudence concernant l'interprétation des résultats.

Cet impact incertain sur l'investissement peut s'expliquer pour plusieurs raisons. Tout d'abord, même si les entreprises peuvent être incitées à investir davantage en raison du rétablissement des marges engendré par le CICE, il est possible qu'un certain temps soit nécessaire pour que les effets soient visibles. Des investissements nécessitent une visibilité sur l'avenir, or les entreprises ont pu interpréter le CICE comme un dispositif à la pérennité incertaine, notamment les premières années²¹. De plus, un accroissement des investissements nécessite un processus de décision parfois long, d'où des effets visibles plusieurs années après la mise en place du dispositif. Ensuite et comme suggéré par (Guillou 2018), l'impact du CICE sur l'investissement n'est pas direct et passe par des canaux indirects tels que le désendettement, le rétablissement des marges et plus généralement par le relâchement des contraintes financières. Enfin, le CICE peut être perçu par les entreprises comme une baisse du coût du travail, favorisant la substitution travail/capital au détriment des investissements, hypothèse cohérente avec nos résultats concernant l'emploi. Le caractère indirect des effets du CICE sur l'investissement, ainsi que sa perception comme une baisse du coût du travail de la part des entreprises pourraient donc expliquer le manque de significativité des résultats. A l'instar des autres travaux d'évaluation ou de suivi du CICE²², nos résultats ne permettent pas de conclure à un effet du dispositif sur l'investissement au niveau macro-sectoriel.

²¹ La créance n'étant pas versée immédiatement aux entreprises, la réaction des entreprises a pu être d'autant plus différée.

²² Voir le rapport publié par France Stratégie (2018), section 2.

4. Tests de robustesse

Nous réalisons deux tests afin de nous assurer de la robustesse des résultats. Tout d'abord, nous réalisons un test de falsification permettant de contrôler que la construction de notre contrefactuel est bien exogène au CICE. Pour cela, nous régressons la différence entre les données observées et simulées de chaque branche en 2012 (soit un an avant l'annonce du dispositif) sur le CICE reçu en 2013. Pour que notre test de falsification soit validé, le coefficient estimé doit être non significativement différent de zéro. Dans le cas contraire, la construction du contrefactuel devrait être remise en question puisque le CICE serait corrélé à la différence entre les deux scénarios (observé et simulé) avant même sa mise en place.

Le second test de robustesse consiste à estimer les modèles présentés dans la section 3 en excluant systématiquement l'année 2013. Les estimations issues de micro-données ne détectent pas d'effet du CICE durant cette année, justifiant son exclusion à titre exploratoire.

Tableau 26 : Test de falsification : Effet du CICE sur l'emploi en 2012, services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.336 (0.365)	0.272 (0.313)	0.372 (0.272)	0.318 (0.288)	0.454 (0.394)
Constante	-0.160 (0.437)	0.125 (0.421)	-0.0449 (0.372)	0.0305 (0.362)	-0.114 (0.501)
Observations	14	14	14	14	14
R2	0.066	0.059	0.135	0.092	0.100

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 27 : Test de falsification : Effet du CICE sur le SMPT en 2012, services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.0422 (0.801)	-0.232 (0.523)	-0.406 (0.533)	0.330 (0.546)	0.602 (0.601)
Constante	0.331 (0.957)	0.761 (0.703)	0.996 (0.728)	-0.214 (0.685)	-0.643 (0.765)
Observations	14	14	14	14	14
R2	0.000	0.016	0.046	0.030	0.077

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 28 : Test de falsification : Effet du CICE sur le prix à l'exportation en 2012

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/ VA
CICE/VA	-0.0100 (0.522)	-0.957* (0.501)	-1.105* (0.544)	-0.856 (0.530)	-0.926** (0.354)	0.324 (0.457)
Constante	-0.716 (0.559)	-0.0451 (0.508)	0.0997 (0.584)	-0.125 (0.535)	-0.161 (0.304)	-0.850 (0.492)
Observations	14	14	14	14	14	14
R2	0.000	0.233	0.256	0.179	0.364	0.040

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 29 : Test de falsification : Effet du CICE sur le PVA en 2012, biens

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	1.448 (2.014)	0.531 (2.482)	0.957 (2.482)	0.697 (2.475)	1.765 (2.398)	2.034 (1.657)
Constante	-1.209 (2.123)	-0.825 (2.550)	-1.501 (2.586)	-0.984 (2.508)	-3.074 (2.389)	-0.905 (1.760)
Observations	15	15	15	15	15	15
R2	0.038	0.004	0.011	0.006	0.040	0.104

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 30 : Effet du CICE sur l'emploi (année 2013 exclue), services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.561 (0.343)	0.651** (0.266)	0.569** (0.257)	0.576** (0.280)	0.788*** (0.259)
Constante	-1.106 (0.724)	-1.065* (0.626)	-0.824 (0.625)	-0.905 (0.620)	-1.371** (0.581)
Branches	15	15	15	15	15
Période	2014- 2016	2014- 2016	2014- 2016	2014- 2016	2014- 2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	45	45	45	45	45
R2	0.086	0.174	0.157	0.200	0.213

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 31 : Effet du CICE sur le SMPT (année 2013 exclue), services

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.775* (0.416)	1.121*** (0.332)	1.332*** (0.292)	0.675* (0.361)	0.820** (0.327)
Constante	-1.366 (0.955)	-1.887** (0.854)	-2.042** (0.779)	-0.747 (0.871)	-0.758 (0.800)
Branches	15	15	15	15	15
Période	2014-	2014-	2014-	2014-	2014-
Effets fixes temps	2017	2017	2017	2017	2017
	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	60	60	60	60	60
R2	0.067	0.174	0.276	0.071	0.108

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 32 : Effet du CICE sur le prix à l'export (année 2013 exclue)

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.531*** (0.780)	-1.961** (0.833)	-2.050** (0.927)	-2.182** (0.866)	-1.505** (0.660)	-2.649*** (0.523)
Constante	2.520* (1.472)	0.682 (1.446)	0.964 (1.662)	1.172 (1.504)	-0.474 (1.012)	3.430*** (1.020)
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	56	56	56	56	56	56
R2	0.431	0.445	0.429	0.418	0.552	0.557

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 33 : Effet du CICE sur le PVA (année 2013 exclue), biens

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.095 (1.656)	0.521 (2.513)	2.382 (2.692)	-0.665 (2.426)	4.617 (3.078)	-4.914*** (1.422)
Constante	5.209* (2.992)	0.868 (4.233)	-2.095 (4.544)	2.693 (4.063)	-7.158 (4.845)	9.148*** (2.668)
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	59	59	59	59	59	59
R2	0.074	0.012	0.022	0.014	0.060	0.235

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 34 : Effet du CICE sur l'investissement, (année 2013 exclue), échantillon total

Pondération...	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	4.825*** (1.555)	-0.0959 (1.891)	0.824 (1.803)	2.032 (1.426)	-1.605 (1.820)
Constante	-4.576* (2.726)	-0.829 (3.209)	-2.487 (3.120)	-4.062 (2.515)	-0.908 (3.036)
Observations					
Branches	30	30	30	30	30
Période	2014 -2017	2014- 2017	2014- 2017	2014- 2017	2014 -2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	118	118	118	118	118
R2	0.098	0.010	0.010	0.028	0.025

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Les tests de falsification présentés dans le Tableau 26 et le Tableau 27 sont satisfaisants et montrent que le CICE reçu en 2013 par les différentes branches n'est pas corrélé à l'écart entre données observées et simulées en 2012. Les résultats sont moins concluants concernant le prix à l'export (Tableau 28), les coefficients étant faiblement significatifs. Concernant le prix de valeur ajoutée, les tests de falsification sont en revanche satisfaisants.

Exclure l'année 2013 de notre échantillon n'affecte pas nos résultats, que ce soit pour l'emploi et le SMPT (Tableau 30 et Tableau 31), le prix à l'exportation (Tableau 32), le prix de valeur ajoutée (Tableau 33) ou l'investissement (Tableau 34). La significativité des résultats est au contraire renforcée dans le cas de l'emploi, confirmant que les effets du CICE sont davantage marqués après 2013.

5. Quantification des résultats économétriques et coefficients retenus pour la calibration du modèle ThreeME

Deux résultats économétriques émergent de façon relativement claire. Tout d’abord, l’impact du CICE sur l’emploi est positif, plus particulièrement dans les services. L’effet est également positif sur les salaires dans ces mêmes branches.

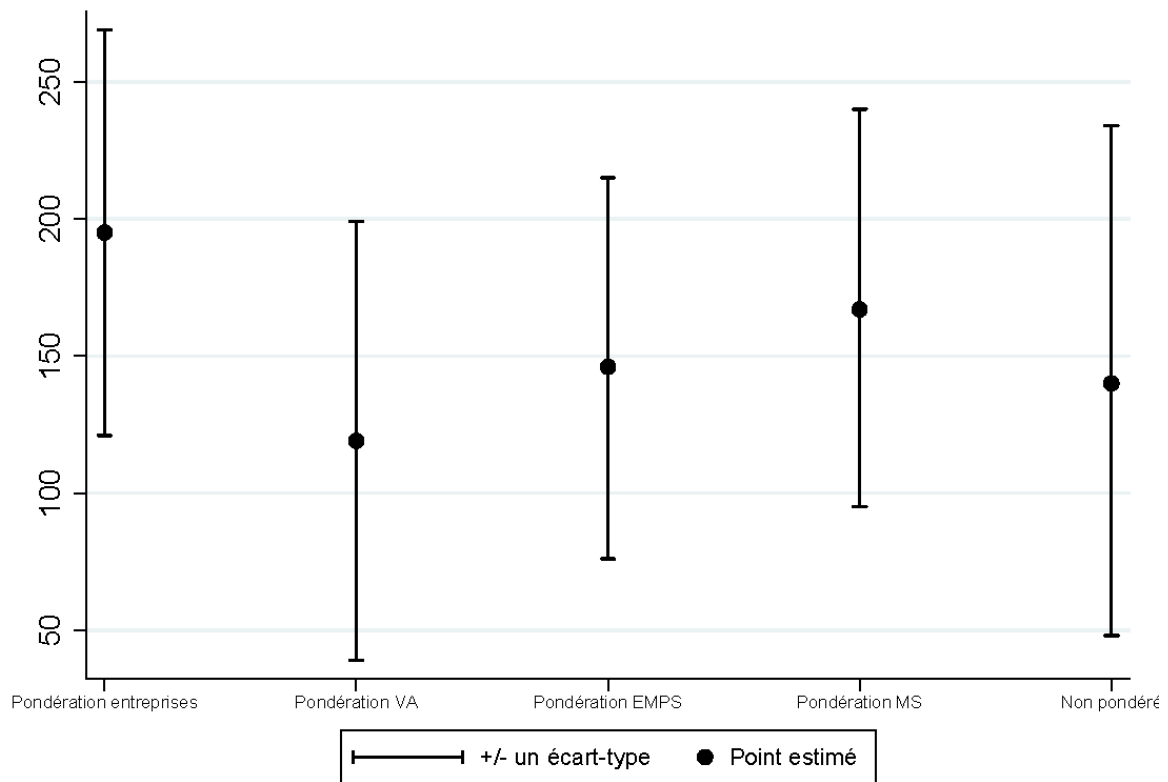
A partir des coefficients estimés, il est possible de calculer le nombre d’emplois créés ou sauvegardés dans les services en 2017. Nous avons retenu les coefficients estimés sur la période 2013-2016 (Tableau 11) afin de ne pas surestimer les effets du CICE qui semblent anormalement élevés lorsque l’année 2017 est prise en compte.

La pondération retenue pour calibrer le modèle ThreeME sera déterminante puisqu’elle conditionne le nombre d’emplois créés. A l’exception des coefficients non significatifs (régression non pondérée et pondération VA), le nombre d’emplois créés est relativement proche, que l’on considère la pondération entreprises, EMPS ou masse salariale. Nous avons choisi d’utiliser la pondération par le nombre d’entreprises pour calibrer le modèle ThreeME. Par cohérence, nous utilisons la même pondération pour calibrer l’effet du CICE sur le salaire. La Figure 23 montre que le CICE effectivement reçu par les services est très proche de nos estimations. En d’autres termes, nos résultats suggèrent que la quasi-totalité du CICE a été affecté à la masse salariale dans les services (l’écart type étant, toutefois, important).

Bien que les effets du CICE soient significatifs sur les prix à l’exportation et les prix de valeur ajoutée – essentiellement dans les branches produisant des biens – nous ne pouvons chiffrer précisément la part de CICE affectée à la compétitivité en raison de la magnitude trop importante des coefficients. Les effets du CICE sur l’investissement semblent nuls, quel que soit l’échantillon considéré (biens ou services).

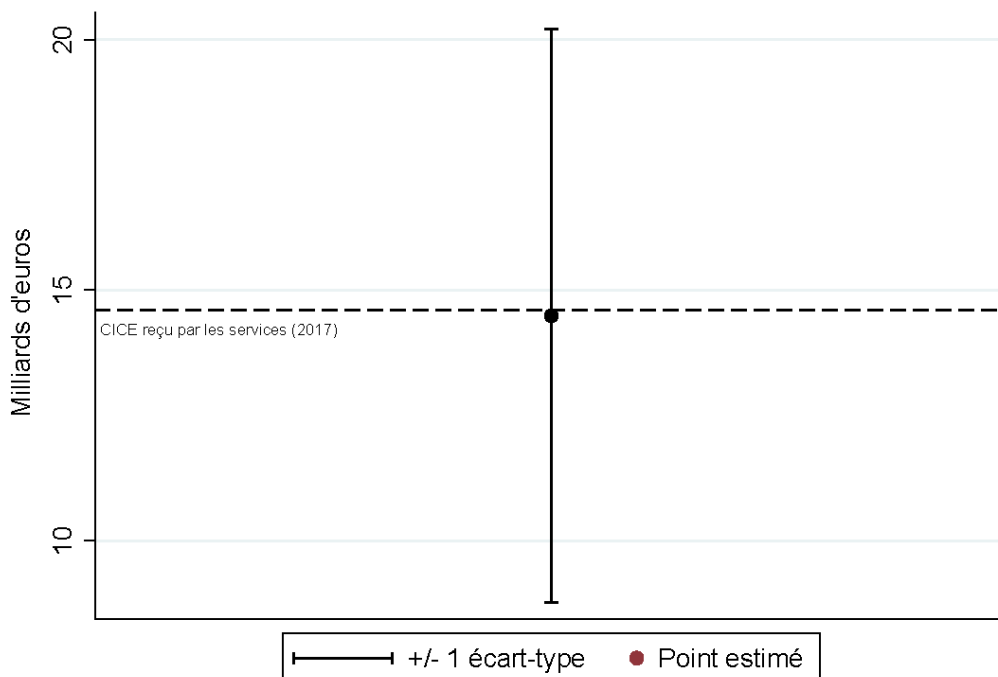
Au final, notre travail suggère que le CICE a été essentiellement affecté à la masse salariale dans les services et davantage vers les prix dans les branches produisant des biens.

Figure 22 : Emplois créés ou sauvés dans les services selon la pondération retenue, 2017



Note : Régression non pondérée et pondération VA : coefficients non significatifs.

Figure 23 : CICE affecté à l'emploi et au salaire, services, 2017



Note : Calcul réalisé à partir des régressions pondérées par le nombre d'entreprises.

Chapitre 2 : Simulations réalisées à partir du modèle macro-sectoriel ThreeME

Nous présentons les résultats de la modélisation des impacts macroéconomiques du CICE à l'aide de ThreeME, modèle macroéconomique multisectoriel développé conjointement par l'OFCE et l'ADEME. La dimension multisectorielle permet de représenter plus finement les impacts du CICE estimés économétriquement tout en conservant la cohérence d'un bouclage macroéconomique complet. De plus, le modèle est calibré à partir des estimations réalisées sur données de branche (première partie de ce rapport), contrairement aux simulations *e-mod.fr* qui avaient été calibrées avec des résultats microéconométriques. La décomposition des effets entre biens et services permet d'affiner la calibration par rapport à nos travaux précédents (en 17 branches).

1.1. Présentation du modèle ThreeME

ThreeME est un modèle macroéconomique conçu pour représenter l'économie d'un pays entier. Initialement développé pour nourrir le débat sur des questions énergétiques, environnementales et climatiques en France, ThreeME a été adapté dans d'autres pays tels que le Mexique (Landa, et al. 2016), l'Indonésie, les Pays-Bas ou encore la Tunisie. Conçu initialement pour évaluer les impacts économiques de politiques environnementales et énergétiques à moyen et long terme au niveau macroéconomique et sectoriel, le modèle est parfaitement adapté pour réaliser des évaluations macroéconomiques sectorielles de politiques économiques plus généralistes. ThreeME combine différentes caractéristiques (Callonnec, et al. 2013) :

- Sa désagrégation sectorielle permet l'analyse des effets du transfert d'activité d'un secteur à un autre, notamment en termes d'emplois, d'investissement, de consommation d'énergie et de commerce extérieur ;
- ThreeME est un MEGC (Modèle d'Equilibre Général Calculable). Plusieurs définitions d'un MEGC coexistent dans la littérature. La plus commune renvoie à un modèle faisant l'hypothèse introduite par Walras où les prix équilibrent instantanément l'offre et la demande sur tous les marchés : « *Market clearing assumption* » (Dixon et Jorgenson 2013 ; Hosoe, Gasawa et Hashimoto 2010 ; Shoven et Whalley 1992).
- Nous retenons une définition plus large en définissant un modèle d'équilibre général par opposition à un modèle en équilibre partiel. Selon cette définition, un MEGC est un modèle macroéconomique qui prend en compte l'interaction et les effets de retour entre l'offre et la demande. Plusieurs règles de bouclage (« *closing rule* ») sont possibles. La plus commune est la règle de bouclage walrasienne où la parfaite flexibilité des prix et des quantités (facteur de production, consommation, etc.) assure l'équilibre entre l'offre et la demande. Des exemples de MEGC adoptant cette hypothèse sont *ENV-Linkages* (Château, Dellink et Lanzi 2014) de l'OCDE, GEM-E3 (Capros, et al. 2013) et GTAP (Center for Global Trade Analysis - GTAP, 2014). Selon la règle de bouclage keynésienne, les prix sont rigides et n'équilibrent pas (du moins instantanément) l'offre et la demande. En cohérence avec la théorie keynésienne, l'égalité entre l'offre et la demande est satisfaite en supposant que la demande détermine l'offre. En d'autres termes, la loi de Say n'est pas respectée : ce ne sont pas les stocks de facteurs de production qui déterminent la demande, mais le contraire. Au-delà de ThreeME, de nombreux

autres modèles adoptent une règle de bouclage keynésienne similaires – notamment les modèles économétriques tels que *e-mod.fr*, MESANGE, E3ME (Cambridge Econometrics, 2014), GINFORS (Lutz, Meyer et Wolter 2010), NEMESIS (ERASME, n.d.) ou les modèles de type DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) (Smets et Wouters 2003) ;

- ThreeME est un modèle néokeynésien. Comparé aux MEGC standard walrasien, les prix ne s'ajustent pas instantanément. Le modèle est dynamique, les prix et les quantités s'ajustent lentement. Cela a l'avantage de permettre des situations d'équilibre de sous-emploi entre l'offre et la demande, particulièrement la présence du chômage involontaire. Ce cadre théorique est mieux adapté pour l'analyse des politiques économiques car il fournit des informations concernant la phase de transition des effets d'une politique (et pas seulement une analyse de long terme).

Par rapport à la plupart des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne de l'économie française, ThreeME présente l'avantage d'être structuré autour d'une désagrégation multisectorielle relativement détaillée. Dans sa calibration principale, il dispose d'une segmentation en 37 secteurs économiques dont 17 secteurs énergétiques et 5 secteurs de transport (transports ferroviaire, routier de voyageurs et de marchandises, par eau et aérien). Cette désagrégation sectorielle reste toutefois totalement adaptable. En particulier, dans le cadre de ce projet, ThreeME a été complètement recalibré pour correspondre à la classification A38. Les secteurs représentés au sein du modèle correspondent donc directement au périmètre des estimations économétriques de l'impact sectoriel du CICE.

La structure du modèle permet d'identifier l'hétérogénéité des impacts macroéconomiques à une résolution sectorielle fine. En particulier, ThreeME tient compte de l'effet du transfert d'activité d'une branche à l'autre sur :

- l'emploi et les salaires
- la balance commerciale
- le niveau de la demande et la croissance

On notera que ces impacts sont détaillés pour chacun des secteurs considérés. Par construction, les effets d'entraînement liés à la structure productive de l'économie sont donc automatiquement pris en compte dans leur intégralité.

1.2. Modélisation du CICE au sein de ThreeME

L'estimation des impacts macroéconomiques du CICE nécessite au préalable de réaliser une calibration spécifique du modèle ThreeME. Comme indiqué dans la section précédente, le modèle a tout d'abord été recalibré sur le niveau sectoriel A38, correspondant au périmètre des séries de données utilisées lors des estimations économétriques. Par ailleurs, le compte central correspond aux données de l'année 2013, année de mise en place du CICE et point de départ retenu pour les simulations présentées ci-après.

L'évaluation de politiques publiques au sein d'un modèle d'équilibre général calculable repose sur la comparaison d'un scénario tendanciel (aussi appelé « *business-as-usual* » ou « scénario de référence ») et d'un scénario incluant la politique à évaluer. L'impact estimé résulte de la différence entre les résultats des deux simulations. Le scénario de référence est ici un simple *business-as-usual*

construit autour d'une hypothèse de croissance annuelle tendancielle de 1,2%. Il faut souligner que les impacts étant estimés par différence du scénario comprenant le CICE en sus du BAU et du BAU lui-même, les spécificités de ce dernier n'influencent pas les résultats.

L'objet de cet exercice est d'intégrer les résultats des estimations économétriques de l'impact sectoriel du CICE sur l'emploi et les salaires au sein d'une évaluation macroéconomique bouclée. Nous proposons de reproduire directement le résultat de ces estimations dans ThreeME à l'aide de cales appliquées aux équations d'emploi et de salaire sectorielles. Celles-ci sont explicitées ci-dessous. L'opérateur de première différence temporelle est noté Δ . Par soucis de lisibilité, les indices de temps sont omis.

$$\Delta \log L_s^n = \Delta \log Y_s - \Delta \log PROG_s^L + \Delta \log SUBST_s^L + \alpha_s^L \quad (13)$$

Où L_s^n dénote l'emploi notionnel au sein du secteur s , Y_s la production du secteur, $PROG_s^L$ la productivité du travail sectorielle et $SUBST_s^L$ la substitution entre le facteur travail et les autres facteurs de production en fonction du coût relatif de chacun des facteurs au sein du secteur s .

$$\Delta \log W_s^n = \Delta \log P^e + \Delta \log PROG_s^L - \beta \Delta U + \alpha_s^W \quad (14)$$

Où W_s^n dénote le salaire notionnel au sein du secteur s , P^e l'anticipation (adaptative) d'inflation et U le niveau du chômage, en pourcentage de la population active. α_s^L et α_s^W sont les deux vecteurs de cales sectorielles précédemment décrites.

L'évaluation devra donc s'effectuer en deux étapes : une première permettant la calibration de α_s^L et α_s^W , puis une seconde visant la simulation macroéconomique bouclée intégrant ces cales. L'impact du CICE pourra alors être estimé par la différence entre ces derniers résultats et le scénario tendanciel.

Les estimations économétriques présentées en première partie sont réalisées en équilibre partiel : elles ne peuvent par construction que capturer l'effet du recours au CICE sur le seul secteur considéré, pris en isolation. Les cales visant à reproduire ces résultats doivent donc être calculées sur ce même périmètre d'équilibre partiel sectoriel.

Pour chacun des secteurs, nous extrayons un sous-ensemble d'équations permettant de reproduire la dynamique de la boucle prix-emploi-salaire au niveau sectoriel en équilibre partiel. En complément des équations d'emploi et de salaire notionnels introduites ci-dessus, ce sous-ensemble comprend notamment les équations de demande des autres facteurs de production (capital, énergie et matières premières). En d'autres termes, ces équations se trouvent « déconnectées » du reste du modèle – en dehors du salaire et de l'emploi sectoriel, toutes les autres variables représentées évoluent sur la trajectoire du scénario de référence.

α_s^L et α_s^W sont calibrées pour chacun des secteurs afin que les impacts du CICE sur les valeurs réalisées – et non notionnelles – de l'emploi (L_s) et du salaire (W_s) correspondent aux estimations économétriques. Une fois cette calibration réalisée pour l'ensemble des secteurs, nous intégrons les valeurs obtenues pour α_s^L et α_s^W au sein du modèle complet. Les résultats présentés dans le reste de

cette section correspondent à la différence entre les valeurs obtenues par cette dernière simulation et le scénario de référence.

1.3. Résultats

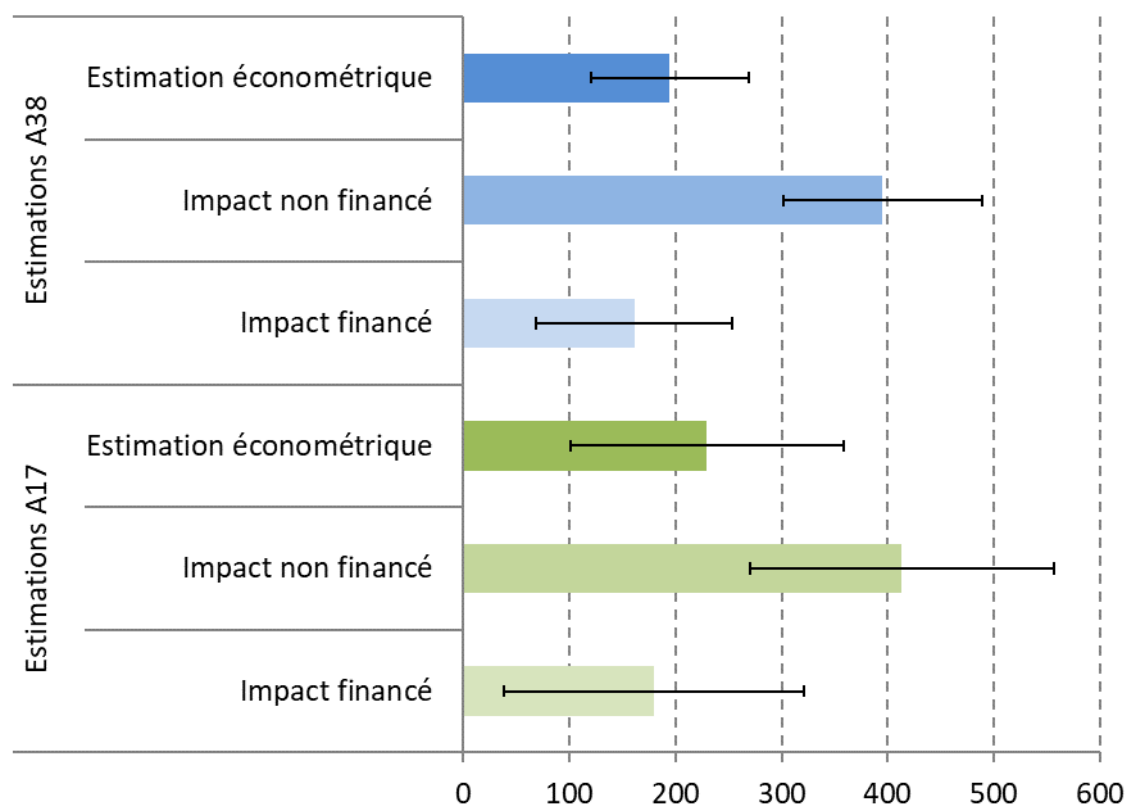
Nous appliquons la méthodologie décrite ci-dessus à l'estimation économétrique des impacts sectoriels du CICE sur l'emploi et le salaire. A titre de comparaison, les effets en 17 branches sont également reportés. Dans la mesure où les coefficients ne sont significatifs que dans les services, nous considérons que les effets du CICE sur l'emploi et les salaires sont nuls dans les biens.

Comme précisé dans la section 5 du chapitre 1, nous avons retenu les coefficients obtenus à partir de la pondération par le nombre d'entreprises afin de calculer les effets emplois et salaires à introduire dans ThreeME²³.

La variante « non financée » n'inclut aucun financement et la variante « financée » inclut les hausses de TVA, de fiscalité écologique ainsi que les économies de dépense publique. Pour rappel, les hausses de TVA et de fiscalité écologique ont eu lieu à partir de 2014 (6 milliards de TVA et 2,5 milliards de fiscalité écologique, puis 1,5 milliard supplémentaires en 2015). Concernant les économies de dépense publique, elles sont progressives sur trois ans à partir de 2015 (1/3 des économies en 2015, 2/3 en 2016 et 3/3 en 2017). Par conséquent, le coût du CICE n'est totalement couvert qu'en 2017 dans la variante « financée ».

²³ Pour les salaires, le coefficient retenu est estimé sur la période 2013-2017. Nous avons réduit la période d'estimation à 2013-2016 pour estimer le coefficient associé à l'emploi, en raison des spécificités de l'année 2017 évoquées dans le chapitre 1.

Figure 24 : Effets du CICE sur l'emploi, 2017



Note : Milliers d'emplois.

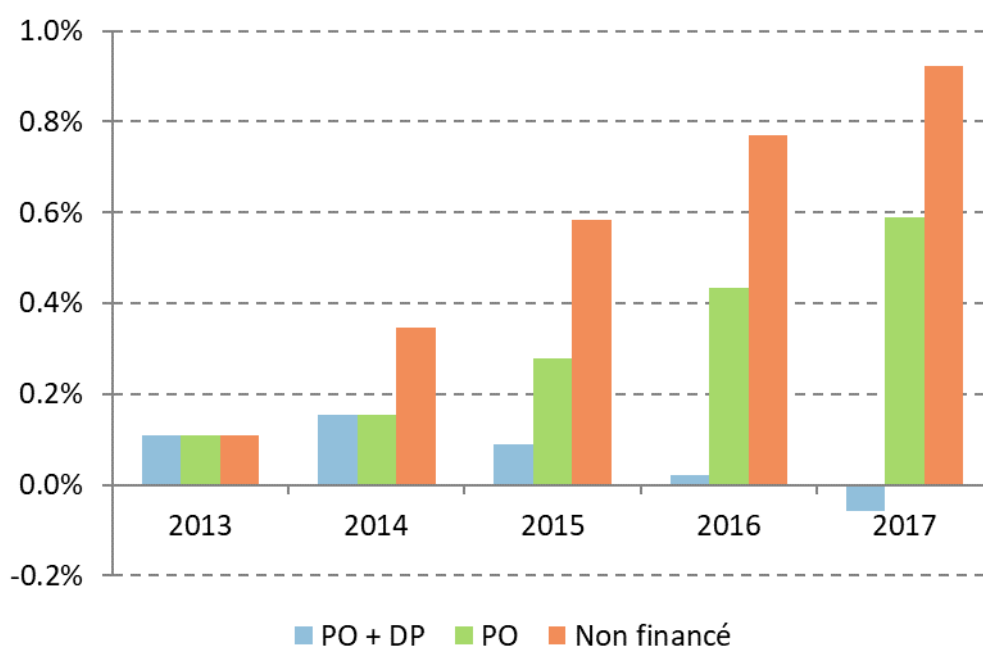
La Figure 24 montre que les effets du CICE, qu'ils soient simulés à partir d'une nomenclature en 38 ou 17 branches, sont relativement stables. Bouclage et financement compris, le CICE aurait permis de créer entre 150 000 et 200 000 emplois environ, un chiffre inférieur à nos précédents travaux, lesquels ne permettaient pas de distinguer des effets spécifiques aux services. En supposant un scénario dans lequel le coût du CICE n'aurait pas été compensé par des taxes ou des économies de dépense publique, les créations d'emplois se situeraient autour de 400 000 en 2017. Par conséquent, les modifications fiscales et budgétaires permettant de financer le CICE exercent un impact important sur la capacité du dispositif à stimuler l'emploi. L'impact positif du CICE sur le PIB est également fortement réduit lorsque le financement est introduit, soit par les prélèvements obligatoires (PO), soit par les prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique (DP) (graphique 25).

Tableau 35 : Estimations A38 - CICE financé

En écart au compte central					
	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0.1	0.2	0.1	0.0	-0.1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1
Dépenses des ménages	0.1	0.1	0.2	0.4	0.5
Dépenses des APU	0.0	0.0	-0.2	-0.3	-0.5
Investissement des entreprises	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1
Exportations	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
Variations de stocks	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Demande intérieure	0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1
Solde extérieur	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
Dépenses des ménages	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2
Dépenses des APU	0.0	0.0	-0.7	-0.7	-0.7
FBCF des SNF EI	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
Exportations	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0.3	0.3	0.5	0.7	0.9
Salaire nominaux (en %)	0.0	0.4	0.9	1.4	1.9
Salaire réel (en %)	0.3	0.1	0.5	0.9	1.3
Prix du PIB (en %)	-0.4	-0.1	0.0	0.2	0.4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0.3	0.2	0.3	0.5	0.6
Productivité horaire, marchand (en %)	0.1	-0.1	-0.4	-0.6	-0.8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10.2	77.1	119.6	146.3	161.5
Taux de chômage BIT (en point)	0.0	-0.2	-0.3	-0.4	-0.4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1

Source : calculs OFCE, ThreeME

Figure 25 : Impacts sur le PIB, A38



Conclusions

Notre étude, en mobilisant différents outils et approches, permet d'appréhender les effets du CICE sur plusieurs variables. Dans un premier temps, nous avons estimé les effets du CICE sur l'emploi, le salaire moyen par tête, les prix et l'investissement de 32 branches. Par rapport aux résultats obtenus précédemment sur 16 branches, les effets sur le salaire moyen par tête et l'emploi sont similaires. Toutefois, la dimension transversale plus importante de l'échantillon en A38 nous permet d'isoler les effets aux seuls services, les autres branches n'ayant manifestement pas utilisé le dispositif en faveur de la masse salariale. A l'inverse, les effets du CICE sur les prix (de VA ou à l'exportation) semblent concerner davantage les branches industrielles, agricoles et la construction. Les coefficients estimés sont cependant trop élevés et volatils pour être intégrés à la calibration du modèle ThreeME. Par conséquent, seuls les effets estimés sur l'emploi et le salaire moyen par tête sont utilisés pour réaliser les simulations macroéconomiques.

Le coefficient économétrique retenu pour la calibration permet de chiffrer les créations/sauvegardes d'emplois imputables au CICE à environ 200 000 en 2017. La prise en compte du financement par les prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique abaisse ce chiffre à environ 160 000, alors que l'effet sur le PIB serait quasi-nul. Réaliser le même exercice à partir d'une nomenclature A17 ne change que marginalement les résultats.

En conclusion, les résultats obtenus à partir d'une nomenclature A38 sont globalement convergents avec ceux obtenus en 17 branches. Un niveau de désagrégation plus fin permet de localiser les effets du CICE sur l'emploi et les salaires dans les services, alors que les autres branches auraient plutôt utilisé le dispositif à des fins de compétitivité (prix de valeur ajoutée et prix à l'exportation).

Annexes

Annexe 1 : Détail du calcul du CICE indirect

Le calcul qui suit vise à prendre en compte l'impact complet des variations de prix de production induites par le CICE sur les prix de VA de chaque branche. On cherche à distinguer un effet direct (du CICE de la branche k sur le prix de VA et de production de la branche k) et un CICE indirect (CICE des autres branches sur le prix de VA de la branche k).

On note en minuscule le logarithme (par exemple $p_{VA} = \log(P_{VA})$).

On estime (et donc on postule) en étape 3 :

$$d(P_{VA}) = \alpha + \Phi \cdot \frac{CICE}{VA}$$

Par ailleurs, pour construire le contrefactuel on estime en étape 1 l'équation suivante (à peu près, c'est-à-dire pour un horizon temporel fini, par exemple k périodes) :

$$\Delta(p_{VA}) = \dots + \rho \cdot (\Delta p_{CI})$$

Enfin le cadre comptable nous impose (sous l'hypothèse $PCI_{i,j} = P_{p,j}$ pour tout i , ce qui permet d'écrire $\Delta(p_{CI}) = \frac{P}{CI} \cdot A \cdot \Delta(p_P)$).

$$\Delta(P_P) = \frac{CI}{P} \cdot \Delta(P_{CI}) + \frac{VA}{P} \cdot \Delta(P_{VA}) = A \cdot \Delta(P_P) + \frac{VA}{P} \cdot \Delta(P_{VA})$$

Les notations sont matricielles :

δ est un opérateur de différence des effets du CICE : $d(\cdot) = \cdot_{obs} - \cdot_{cont}$.

$\Delta(\cdot) = \cdot_t - \cdot_{(t-k)}$ est l'opérateur temporel.

P_{VA}, P_{CI}, P_P sont des vecteurs colonne ($n \times 1$), chaque ligne est une branche.

$\Delta(p_{CI}) = A \cdot \Delta(p_{CI})$; p_{CI} est une matrice carrée dont les termes sont les $(\log(PCI_{i,j}))$.

$d(p_{VA})$ est un vecteur colonne ($n \times 1$), chaque ligne est une branche. $\Phi \frac{CICE}{VA}$ est également un vecteur colonne ($n \times 1$), produit du scalaire Φ et du vecteur colonne $\frac{CICE}{VA} = \begin{pmatrix} CICE_1/VA_1 \\ \vdots \\ CICE_n/VA_n \end{pmatrix}$.

A est la matrice des coefficients techniques ($A = [\frac{CI_{i,j}}{P_i}]$ où $CI_{i,j}$ est la consommation intermédiaire de la branche i en produit j et P_i la production de la branche i).

ρ est une matrice diagonale dont les termes sont les ρ_i .

$\frac{VA}{P}$ est la matrice diagonale dont les termes diagonaux sont $(\frac{VA_i}{P_i})$. $\frac{CI}{P}$ est la matrice diagonale dont les termes diagonaux sont $(\frac{CI_i}{P_i})$.

On en déduit le système suivant :

$$\begin{cases} \Delta(P_{VA}) = \Phi \cdot \frac{CICE}{VA} + \rho \cdot \frac{P}{CI} \cdot A \cdot \Delta(P_P) \\ \Delta(P_P) = A \cdot \Delta(P_P) + \frac{VA}{P} \cdot \Delta P_{VA} \end{cases}$$

La solution de ce système est :

$$\Delta P_{VA} = \Phi \frac{CICE}{VA} + \Phi K \cdot \frac{CICE}{VA} = \Phi \cdot (I + K) \cdot \frac{CICE}{VA}$$

$$\text{Où } K = \left[\left(I - \rho \cdot \frac{P}{CI} \cdot A \cdot (I - A)^{-1} \cdot \frac{VA}{P} \right)^{-1} - I \right]$$

Le premier terme est l'effet direct ($\Phi \frac{CICE}{VA}$), le second l'effet indirect ($\Phi K \cdot \frac{CICE}{VA}$).

L'équation est linéaire en Φ et s'estime simplement.

Annexe 2 : Statistiques descriptives

Tableau 36 : Statistiques descriptives, emploi et SMPT

Branches	Année	SMPT (différence entre valeurs observées et simulées, %)	EMPS(différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/MS
AZ	2013	4,4	3,9	0,8
BZ	2013	2,7	-1,4	1,8
CA	2013	-0,5	0,0	1,8
CL	2013	0,3	1,3	2,1
CB	2013	-0,3	3,1	2,1
CC	2013	-1,0	1,5	1,9
CE	2013	-0,2	-2,4	1,2
CF	2013	-1,2	2,2	1,1
CG	2013	-1,8	1,5	1,8
CH	2013	-0,6	1,1	1,9
CI	2013	-1,4	1,8	1,3
CJ	2013	-0,7	1,2	2,0
CK	2013	0,9	1,0	1,8
CM	2013	0,2	-0,9	1,0
EZ	2013	-1,3	2,7	2,0
FZ	2013	0,0	-1,5	1,5
GZ	2013	1,3	-0,9	1,7
HZ	2013	1,8	0,4	1,9
IZ	2013	2,0	-1,5	1,8
JA	2013	-1,6	1,1	1,0
JB	2013	1,6	-0,1	NA
JC	2013	0,4	-1,2	0,9
KZ	2013	-4,0	-1,2	1,6
LZ	2013	1,7	2,2	0,6
MA	2013	1,5	0,0	0,7
MB	2013	3,0	-0,8	0,1
MC	2013	0,0	0,6	1,0
NZ	2013	0,6	1,3	1,8
QA	2013	-0,2	-0,1	0,4
QB	2013	0,4	0,4	0,2
RZ	2013	1,0	-1,4	0,5
SZ	2013	3,2	-0,3	0,7
AZ	2014	2,4	6,3	1,3
BZ	2014	1,7	-2,6	2,2
CA	2014	-1,2	3,3	2,7
CL	2014	-1,8	1,2	3,4
CB	2014	-0,3	7,5	3,2
CC	2014	-1,2	1,8	2,9

CE	2014	0,7	-5,1	1,7
CF	2014	-3,5	5,2	1,9
CG	2014	-1,6	2,2	2,7
CH	2014	0,4	2,2	2,7
CI	2014	-2,2	6,4	2,0
CJ	2014	-3,3	4,8	3,1
CK	2014	-1,4	1,7	2,7
CM	2014	0,5	-0,5	1,4
EZ	2014	-2,2	4,0	3,0
FZ	2014	-1,4	-1,1	2,3
GZ	2014	2,0	-0,4	2,5
HZ	2014	-0,5	1,1	2,8
IZ	2014	1,2	-0,7	2,9
JA	2014	-4,3	1,2	1,4
JB	2014	2,6	-3,7	1,7
JC	2014	-1,1	-2,1	1,2
KZ	2014	-5,3	-1,3	2,3
LZ	2014	1,4	0,3	1,0
MA	2014	0,7	0,8	1,1
MB	2014	5,3	-2,0	0,2
MC	2014	-2,5	0,9	1,5
NZ	2014	1,9	2,3	2,7
QA	2014	-0,5	-0,2	0,6
QB	2014	-1,1	1,1	0,4
RZ	2014	-0,3	-1,6	0,8
SZ	2014	3,7	-0,7	0,9
AZ	2015	1,0	8,2	1,3
BZ	2015	0,3	-5,4	2,6
CA	2015	2,9	0,6	2,7
CL	2015	1,4	-1,3	3,0
CB	2015	-1,1	7,6	3,1
CC	2015	1,5	1,2	2,8
CE	2015	-0,7	-7,9	1,6
CF	2015	-6,7	4,2	1,8
CG	2015	-0,6	3,4	2,7
CH	2015	0,1	1,9	2,8
CI	2015	-2,3	9,4	1,9
CJ	2015	-1,0	4,7	2,8
CK	2015	-0,3	4,7	2,6
CM	2015	0,2	0,0	1,5
EZ	2015	-2,3	6,5	3,0
FZ	2015	-2,2	-2,1	2,3
GZ	2015	1,2	1,1	2,6
HZ	2015	0,9	1,0	2,8
IZ	2015	2,3	-1,5	2,9

JA	2015	-2,7	2,1	1,4
JB	2015	1,5	-2,9	1,7
JC	2015	0,0	-1,4	1,2
KZ	2015	-5,4	-0,8	2,0
LZ	2015	2,7	-0,7	1,0
MA	2015	1,8	-0,3	1,1
MB	2015	6,9	-5,3	0,2
MC	2015	-3,9	-0,8	1,6
NZ	2015	3,9	2,8	2,6
QA	2015	-1,1	-0,9	0,6
QB	2015	-2,2	1,6	0,4
RZ	2015	-0,1	-1,7	0,8
SZ	2015	4,7	-0,5	1,0
AZ	2016	-2,5	10,3	1,3
BZ	2016	-0,9	-8,8	2,3
CA	2016	3,4	2,0	2,7
CL	2016	0,6	-1,5	2,9
CB	2016	1,9	9,9	3,1
CC	2016	1,0	1,5	2,8
CE	2016	-0,3	-8,6	1,5
CF	2016	-5,6	7,0	1,6
CG	2016	0,1	4,7	2,6
CH	2016	0,2	3,2	2,7
CI	2016	-1,2	12,0	1,8
CJ	2016	0,9	4,3	2,8
CK	2016	0,2	7,3	2,8
CM	2016	-0,5	0,8	1,5
EZ	2016	-3,0	8,8	3,0
FZ	2016	-0,6	-2,4	2,4
GZ	2016	2,6	1,8	2,6
HZ	2016	-1,3	3,4	2,6
IZ	2016	3,3	-0,7	3,0
JA	2016	-0,8	3,8	1,4
JB	2016	5,1	-1,9	1,6
JC	2016	-0,3	-1,7	1,1
KZ	2016	-5,1	-0,2	2,0
LZ	2016	3,4	2,9	1,0
MA	2016	0,6	0,2	1,0
MB	2016	10,5	-9,1	0,2
MC	2016	-3,6	-1,2	1,6
NZ	2016	5,0	4,6	2,7
QA	2016	-1,4	-1,7	0,6
QB	2016	-3,0	1,7	0,4
RZ	2016	-0,2	-2,3	0,8
SZ	2016	2,8	-2,2	1,0

AZ	2017	-5,7	11,7	1,6
BZ	2017	-4,4	-10,3	3,0
CA	2017	3,2	3,6	3,2
CL	2017	-0,8	-0,1	3,5
CB	2017	-0,8	14,4	3,4
CC	2017	2,6	1,6	3,2
CE	2017	-4,7	-9,4	1,8
CF	2017	-4,5	7,4	2,1
CG	2017	3,3	6,1	3,0
CH	2017	1,0	3,6	3,1
CI	2017	-2,4	15,8	2,1
CJ	2017	1,6	6,0	3,2
CK	2017	1,5	11,6	3,2
CM	2017	-0,5	4,2	1,7
EZ	2017	-1,2	11,5	3,3
FZ	2017	1,1	-2,0	2,7
GZ	2017	2,5	3,7	2,9
HZ	2017	-1,3	5,5	3,2
IZ	2017	3,4	-0,8	3,4
JA	2017	1,8	4,7	1,6
JB	2017	3,2	-0,9	1,9
JC	2017	-0,3	-0,8	1,3
KZ	2017	-2,7	0,6	2,2
LZ	2017	1,7	4,6	1,3
MA	2017	-0,1	0,2	1,3
MB	2017	12,0	-14,1	0,3
MC	2017	-2,6	-1,9	1,8
NZ	2017	3,9	7,8	3,1
QA	2017	-0,5	-1,6	0,7
QB	2017	-3,8	1,7	0,5
RZ	2017	1,2	-3,2	0,9
SZ	2017	0,4	-3,5	1,1

Tableau 37 : Statistiques descriptives, prix à l'exportation

Branche	Année	Prix à l'exportation (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	-2,6	0,3
CA	2013	-0,7	1,0
CL	2013	0,0	1,1
CB	2013	0,0	1,4
CC	2013	-0,5	1,4
CE	2013	0,7	0,6
CF	2013	1,5	0,4
CG	2013	-0,3	1,2
CH	2013	-1,3	1,3
CI	2013	0,3	0,7
CJ	2013	-1,1	1,3
CK	2013	-1,9	1,2
CM	2013	-1,0	0,7
HZ	2013	-1,7	1,3
KZ	2013	-0,4	0,9
MA	2013	-0,9	0,6
MB	2013	-2,1	0,1
NZ	2013	-1,4	1,2
AZ	2014	-6,4	0,4
CA	2014	0,3	1,5
CL	2014	-0,5	1,8
CB	2014	-0,3	2,3
CC	2014	-2,6	2,1
CE	2014	1,5	0,8
CF	2014	0,0	0,7
CG	2014	-1,7	1,8
CH	2014	-3,0	2,0
CI	2014	0,4	1,1
CJ	2014	-2,2	2,1
CK	2014	-2,3	1,8
CM	2014	-3,7	1,1
HZ	2014	-3,6	1,9
KZ	2014	-2,8	1,3
MA	2014	-2,1	0,8
MB	2014	-4,7	0,1
NZ	2014	-4,0	1,8
AZ	2015	-21,6	0,4
CA	2015	-2,4	1,5
CL	2015	-3,4	1,5
CB	2015	-5,9	2,2

CC	2015	-10,6	2,1
CE	2015	-1,2	0,7
CF	2015	-1,7	0,6
CG	2015	-6,4	1,7
CH	2015	-7,6	2,0
CI	2015	-3,3	1,0
CJ	2015	-4,3	2,0
CK	2015	-6,1	1,8
CM	2015	-9,8	1,1
HZ	2015	-10,2	1,8
KZ	2015	-16,5	1,2
MA	2015	-6,7	0,8
MB	2015	-12,3	0,1
NZ	2015	-17,0	1,8
AZ	2016	-28,8	0,4
CA	2016	-1,9	1,5
CL	2016	-3,4	1,4
CB	2016	-7,4	2,1
CC	2016	-14,1	2,0
CE	2016	-1,9	0,7
CF	2016	-2,7	0,6
CG	2016	-8,4	1,7
CH	2016	-10,3	2,0
CI	2016	-4,3	1,0
CJ	2016	-5,1	1,9
CK	2016	-8,4	1,9
CM	2016	-12,8	1,1
HZ	2016	-12,2	1,7
KZ	2016	-21,8	1,2
MA	2016	-7,6	0,8
MB	2016	-16,1	0,1
NZ	2016	-24,6	1,8
AZ	2017	-26,8	0,5
CA	2017	-0,1	1,9
CL	2017	-2,8	1,8
CB	2017	-5,0	2,5
CC	2017	-12,6	2,3
CE	2017	-2,4	0,8
CF	2017	-2,1	0,7
CG	2017	-7,6	1,9
CH	2017	-9,8	2,2
CI	2017	-3,1	1,1
CJ	2017	-5,2	2,3
CK	2017	-6,7	2,3
CM	2017	-13,0	1,3

HZ	2017	-10,9	2,1
KZ	2017	-19,9	1,5
MA	2017	-6,5	1,0
MB	2017	-14,8	0,2
NZ	2017	-23,9	2,1

Tableau 38 : Statistiques descriptives, prix de valeur ajoutée

Branche	Année	Prix de valeur ajoutée (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	10,4	0,3
BZ	2013	0,5	0,8
CA	2013	4,5	1,0
CL	2013	1,1	1,1
CB	2013	-2,7	1,4
CC	2013	2,0	1,4
CE	2013	1,3	0,6
CF	2013	6,5	0,4
CG	2013	5,1	1,2
CH	2013	1,4	1,3
CI	2013	-0,3	0,7
CJ	2013	1,3	1,3
CK	2013	-3,4	1,2
CM	2013	2,0	0,7
EZ	2013	-1,9	1,0
FZ	2013	-1,4	1,0
GZ	2013	1,2	1,1
HZ	2013	-0,9	1,3
IZ	2013	-0,1	1,1
JA	2013	-1,0	0,6
JB	2013	0,5	0,0
JC	2013	1,2	0,6
KZ	2013	6,3	0,9
MA	2013	-0,4	0,6
MB	2013	0,5	0,1
MC	2013	-4,5	0,7
NZ	2013	-0,5	1,2
QA	2013	-0,3	0,2
QB	2013	-0,9	0,2
RZ	2013	1,2	0,4
SZ	2013	0,1	0,5
AZ	2014	14,1	0,4
BZ	2014	3,1	1,0
CA	2014	5,6	1,5
CL	2014	4,5	1,8
CB	2014	-3,2	2,3
CC	2014	4,3	2,1
CE	2014	3,1	0,8
CF	2014	4,2	0,7
CG	2014	7,3	1,8

CH	2014	4,7	2,0
CI	2014	-2,9	1,1
CJ	2014	0,1	2,1
CK	2014	-1,4	1,8
CM	2014	3,2	1,1
EZ	2014	-1,1	1,5
FZ	2014	-1,7	1,5
GZ	2014	1,3	1,7
HZ	2014	-0,4	1,9
IZ	2014	-1,5	1,8
JA	2014	-1,4	0,8
JB	2014	-13,7	0,6
JC	2014	4,4	0,9
KZ	2014	8,2	1,3
MA	2014	0,0	0,8
MB	2014	1,0	0,1
MC	2014	-2,7	1,0
NZ	2014	-0,7	1,8
QA	2014	-1,1	0,4
QB	2014	-2,6	0,4
RZ	2014	1,5	0,6
SZ	2014	0,9	0,6
AZ	2015	25,6	0,4
BZ	2015	3,3	1,3
CA	2015	5,8	1,5
CL	2015	12,9	1,5
CB	2015	-3,7	2,2
CC	2015	8,1	2,1
CE	2015	14,6	0,7
CF	2015	7,6	0,6
CG	2015	7,6	1,7
CH	2015	11,3	2,0
CI	2015	-0,9	1,0
CJ	2015	-1,3	2,0
CK	2015	-1,0	1,8
CM	2015	4,2	1,1
EZ	2015	1,2	1,5
FZ	2015	-4,4	1,5
GZ	2015	2,7	1,7
HZ	2015	1,7	1,8
IZ	2015	-0,3	1,8
JA	2015	-2,3	0,8
JB	2015	-17,3	0,6
JC	2015	5,9	0,8
KZ	2015	7,6	1,2

MA	2015	1,0	0,8
MB	2015	0,4	0,1
MC	2015	-0,9	1,1
NZ	2015	-1,7	1,8
QA	2015	-1,8	0,4
QB	2015	-4,3	0,4
RZ	2015	0,7	0,6
SZ	2015	1,8	0,7
AZ	2016	23,8	0,4
BZ	2016	6,6	1,1
CA	2016	6,1	1,5
CL	2016	13,6	1,4
CB	2016	-5,7	2,1
CC	2016	13,1	2,0
CE	2016	13,8	0,7
CF	2016	7,1	0,6
CG	2016	9,7	1,7
CH	2016	13,9	2,0
CI	2016	-0,3	1,0
CJ	2016	0,4	1,9
CK	2016	0,9	1,9
CM	2016	5,3	1,1
EZ	2016	1,2	1,5
FZ	2016	-4,7	1,5
GZ	2016	4,1	1,7
HZ	2016	0,6	1,7
IZ	2016	0,2	1,9
JA	2016	-4,2	0,8
JB	2016	-12,1	0,5
JC	2016	8,9	0,8
KZ	2016	5,9	1,2
MA	2016	1,9	0,8
MB	2016	1,5	0,1
MC	2016	2,5	1,1
NZ	2016	-2,0	1,8
QA	2016	-2,7	0,4
QB	2016	-5,7	0,4
RZ	2016	1,2	0,6
SZ	2016	4,0	0,7
AZ	2017	25,3	0,5
BZ	2017	4,3	1,5
CA	2017	4,1	1,9
CL	2017	10,3	1,8
CB	2017	OBS omise	2,5
CC	2017	16,7	2,3

CE	2017	17,9	0,8
CF	2017	7,5	0,7
CG	2017	8,1	1,9
CH	2017	13,7	2,2
CI	2017	-3,9	1,1
CJ	2017	-2,8	2,3
CK	2017	-4,5	2,3
CM	2017	2,2	1,3
EZ	2017	0,9	1,7
FZ	2017	-5,8	1,7
GZ	2017	4,4	1,9
HZ	2017	0,2	2,1
IZ	2017	2,0	2,1
JA	2017	-5,9	1,0
JB	2017	-7,4	0,7
JC	2017	9,5	0,9
KZ	2017	-5,0	1,5
MA	2017	1,4	1,0
MB	2017	1,9	0,2
MC	2017	4,2	1,2
NZ	2017	-3,1	2,1
QA	2017	-3,9	0,4
QB	2017	-7,0	0,5
RZ	2017	2,7	0,7
SZ	2017	4,8	0,8

Tableau 39 : Statistiques descriptives, investissement

Branche	Année	Investissement (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	-9,8	0,3
BZ	2013	1,2	0,8
CA	2013	6,6	1,0
CL	2013	-0,5	1,1
CB	2013	-2,6	1,4
CC	2013	-12,1	1,4
CE	2013	4,7	0,6
CF	2013	3,4	0,4
CG	2013	6,6	1,2
CH	2013	-12,9	1,3
CI	2013	-1,8	0,7
CJ	2013	2,0	1,3
CK	2013	-2,0	1,2
CM	2013	11,3	0,7
EZ	2013	2,0	1,0
FZ	2013	-15,7	1,0
GZ	2013	-2,6	1,1
HZ	2013	7,8	1,3
IZ	2013	7,8	1,1
JA	2013	1,7	0,6
JB	2013	10,2	0,0
JC	2013	-0,2	0,6
KZ	2013	-24,1	0,9
LZ	2013	-1,2	0,0
MA	2013	1,6	0,6
MB	2013	2,3	0,1
MC	2013	-7,6	0,7
NZ	2013	-2,9	1,2
QA	2013	-10,2	0,2
QB	2013	-4,6	0,2
RZ	2013	8,8	0,4
SZ	2013	4,8	0,5
AZ	2014	-14,4	0,4
BZ	2014	-16,3	1,0
CA	2014	17,3	1,5
CL	2014	4,1	1,8
CB	2014	14,4	2,3
CC	2014	13,9	2,1
CE	2014	8,8	0,8
CF	2014	-3,6	0,7
CG	2014	8,9	1,8

CH	2014	-10,6	2,0
CI	2014	-1,8	1,1
CJ	2014	5,7	2,1
CK	2014	0,2	1,8
CM	2014	15,6	1,1
EZ	2014	7,6	1,5
FZ	2014	-16,3	1,5
GZ	2014	-7,0	1,7
HZ	2014	9,6	1,9
IZ	2014	-3,2	1,8
JA	2014	3,1	0,8
JB	2014	16,1	0,6
JC	2014	-1,3	0,9
KZ	2014	-5,4	1,3
LZ	2014	-5,1	0,1
MA	2014	4,6	0,8
MB	2014	-0,7	0,1
MC	2014	5,5	1,0
NZ	2014	-1,2	1,8
QA	2014	-8,8	0,4
QB	2014	-4,6	0,4
RZ	2014	5,2	0,6
SZ	2014	9,0	0,6
AZ	2015	-4,4	0,4
BZ	2015	-1,3	1,3
CA	2015	15,0	1,5
CL	2015	8,0	1,5
CB	2015	9,1	2,2
CC	2015	8,1	2,1
CE	2015	-3,9	0,7
CF	2015	-14,0	0,6
CG	2015	10,4	1,7
CH	2015	-13,5	2,0
CI	2015	5,6	1,0
CJ	2015	3,2	2,0
CK	2015	2,8	1,8
CM	2015	19,4	1,1
EZ	2015	2,3	1,5
FZ	2015	-16,3	1,5
GZ	2015	-8,1	1,7
HZ	2015	21,8	1,8
IZ	2015	13,7	1,8
JA	2015	2,1	0,8
JB	2015	20,5	0,6
JC	2015	-4,3	0,8

KZ	2015	4,3	1,2
LZ	2015	-7,8	0,1
MA	2015	4,6	0,8
MB	2015	1,8	0,1
MC	2015	OBS omise	1,1
NZ	2015	-0,7	1,8
QA	2015	-22,6	0,4
QB	2015	-9,1	0,4
RZ	2015	1,1	0,6
SZ	2015	15,8	0,7
AZ	2016	-9,9	0,4
BZ	2016	12,7	1,1
CA	2016	9,7	1,5
CL	2016	1,7	1,4
CB	2016	19,2	2,1
CC	2016	13,6	2,0
CE	2016	-12,9	0,7
CF	2016	-8,9	0,6
CG	2016	11,2	1,7
CH	2016	-9,9	2,0
CI	2016	7,2	1,0
CJ	2016	10,1	1,9
CK	2016	12,4	1,9
CM	2016	20,5	1,1
EZ	2016	9,6	1,5
FZ	2016	-17,2	1,5
GZ	2016	-7,6	1,7
HZ	2016	9,6	1,7
IZ	2016	18,2	1,9
JA	2016	4,4	0,8
JB	2016	34,8	0,5
JC	2016	-6,6	0,8
KZ	2016	10,4	1,2
LZ	2016	-5,7	0,1
MA	2016	12,7	0,8
MB	2016	3,7	0,1
MC	2016	9,8	1,1
NZ	2016	0,6	1,8
QA	2016	-30,8	0,4
QB	2016	-11,9	0,4
RZ	2016	9,5	0,6
SZ	2016	18,7	0,7
AZ	2017	-18,8	0,5
BZ	2017	19,7	1,5
CA	2017	9,4	1,9

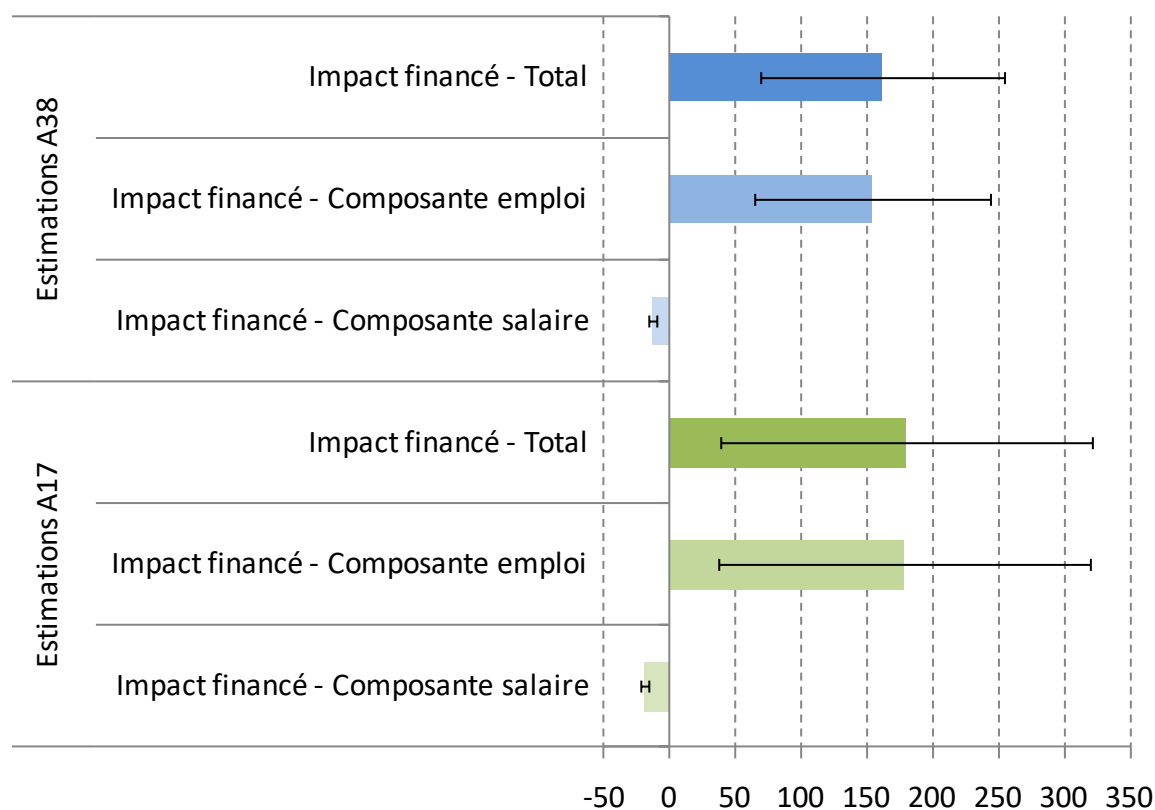
CL	2017	2,4	1,8
CB	2017	19,7	2,5
CC	2017	15,4	2,3
CE	2017	-18,5	0,8
CF	2017	-10,8	0,7
CG	2017	8,9	1,9
CH	2017	-12,4	2,2
CI	2017	10,3	1,1
CJ	2017	10,9	2,3
CK	2017	15,3	2,3
CM	2017	25,5	1,3
EZ	2017	12,8	1,7
FZ	2017	-26,0	1,7
GZ	2017	-3,6	1,9
HZ	2017	5,4	2,1
IZ	2017	16,7	2,1
JA	2017	5,2	1,0
JB	2017	37,3	0,7
JC	2017	-10,0	0,9
KZ	2017	16,8	1,5
LZ	2017	-0,1	0,1
MA	2017	13,8	1,0
MB	2017	-0,1	0,2
MC	2017	14,1	1,2
NZ	2017	-5,3	2,1
QA	2017	-37,0	0,4
QB	2017	OBS omise	0,5
RZ	2017	13,2	0,7
SZ	2017	22,9	0,8

Annexe 3 : Décomposition des impacts macroéconomiques de l'emploi et des salaires

Les résultats macroéconomiques présentés au sein du chapitre 2 prennent en compte l'ensemble des impacts du CICE estimés économétriquement sur l'emploi et les salaires. Ces deux composantes sont intégrées simultanément.

Cette annexe propose de décomposer l'impact macroéconomique total selon ses composantes imputables à l'effet emploi d'une part, puis aux salaires d'autre part. La procédure employée est simple. En ce qui concerne la composante emploi, les cales correspondant aux estimations économétriques de l'impact emploi du CICE sont introduites seules pour chacune des variantes modélisées. Une procédure symétrique est ensuite appliquée pour obtenir la composante salaire de l'impact macroéconomique.

Figure 26: Impacts macroéconomiques du CICE par composante



La **Figure 26** présente les résultats de cette décomposition dans la variante financée, comprenant l'augmentation des prélèvements obligatoires et la réduction des dépenses publiques, pour l'année 2017. Au sein du modèle ThreeME, l'ensemble de l'impact macroéconomique résulte de la composante emploi.

En effet, la composante salaire seule ne permet pas de compenser l'impact récessif du choc budgétaire négatif nécessaire au financement du CICE. L'impact salaire du CICE conduit à une augmentation de

0,2% de la dépense des ménages, insuffisante pour contrebalancer la baisse de 0,7% de la dépense publique.

En complément, le détail des résultats macroéconomiques de la variante comprenant la seule composante emploi, puis la seule composante salaire sont présentés ci-dessous.

Tableau 40 : Estimations A38 - CICE financé - Composante emploi

En écart au compte central

	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0,1	0,1	0,0	-0,1	-0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,1	0,1	0,2	0,2	0,3
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,2	-0,3	-0,5
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,1	0,1	-0,1	-0,2	-0,3
Solde extérieur	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,2	0,0	0,1	0,1	0,1
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,7	-0,7	-0,7
FBCF des SNF EI	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,1	0,3	0,5	0,6
Salaire nominaux (en %)	0,0	0,1	0,3	0,5	0,7
Salaire réel (en %)	0,3	0,0	0,2	0,4	0,6
Prix du PIB (en %)	-0,4	-0,2	-0,3	-0,3	-0,4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	0,1	0,1	0,1	0,0
productivité horaire, marchand (en %)	0,1	-0,2	-0,4	-0,6	-0,8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10,2	74,5	113,4	137,9	154,0
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2

Source : calculs OFCE, ThreeME

Tableau 41 : Estimations A38 - CICE financé - Composante salaire

En écart au compte central

	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0,1	0,2	0,1	0,0	-0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Dépenses des ménages	0,1	0,1	0,2	0,4	0,5
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,2	-0,3	-0,5
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,1	0,1	0,0	0,0	-0,1
Solde extérieur	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,7	-0,7	-0,7
FBCF des SNF EI	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,3	0,5	0,7	0,9
Salaire nominaux (en %)	0,0	0,4	0,9	1,4	1,9
Salaire réel (en %)	0,3	0,1	0,5	0,9	1,3
Prix du PIB (en %)	-0,4	-0,1	0,0	0,2	0,4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	0,2	0,3	0,5	0,6
productivité horaire, marchand (en %)	0,1	-0,1	-0,4	-0,6	-0,8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10,2	77,1	119,6	146,3	161,5
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1

Source : calculs OFCE, ThreeME

Annexe 4 : Les branches et leurs mnémoniques

Tableau 42 : Nomenclature A38

AZ : Agriculture, sylviculture et pêche
BZ : Industries extractives
CA : Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac
CB : Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure
CC : Travail du bois, industries du papier et imprimerie
CD : Cokéfaction et raffinage
CE : Industrie chimique
CF : Industrie pharmaceutique
CG : Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques
CH : Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements
CI : Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques
CJ : Fabrication d'équipements électriques
CK : Fabrication de machines et équipements n.c.a.
CL : Fabrication de matériels de transport
CM : Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements
DZ : Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné
EZ : Production et distribution d'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution
FZ : Construction
GZ : Commerce ; réparation d'automobiles et de motocycles
HZ : Transports et entreposage
IZ : Hébergement-restauration
JA : Edition, audiovisuel et diffusion
JB : Télécommunications
JC : Activités informatiques et services d'information
KZ : Activités financières et d'assurance
LZ : Activités immobilières

MA : Activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie, de contrôle et d'analyses techniques

MB : Recherche-développement scientifique

MC : Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques

NZ : Activités de services administratifs et de soutien

OZ : Administration publique

PZ : Enseignement

QA : Activités pour la santé humaine

QB : Hébergement médico-social et social et action sociale sans hébergement

RZ : Arts, spectacles et activités récréatives

SZ : Autres activités de services

TZ : Activités des ménages en tant qu'employeurs ; activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre

UZ : Activités extra-territoriales

Bibliographie

- Blot, Christophe, Hervé Péléraux, Raul Sampognaro, et Sébastien Villemot. «Comprendre la dynamique salariale par temps de crise.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 219-255.
- Callonnec, Gaël, Gissela Landa, Paul Malliet, Frédéric Reynès, et Yasser Yeddir-Tamsamani. «A Full Description of the THREEME Model: Multi-sector Macroeconomic Model for the Evaluation of Environmental and Energy policy.» *Retrieved from www.ofce.sciences-po.fr/indic&prev/modele.htm*, 2013.
- Capros, P, D Van Regemorter, L Paroussos, et P Karkatsoulis. *Manual of GEM-E3*. 2013.
- Carbonnier, Clément, et al. «Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires.» Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po en réponse à l'appel à l'évaluation de France Stratégie., 2018.
- Château, Jean, Rob Dellink, et Elisa Lanzi. «An Overview of the OECD ENV-Linkages Model: Version 3.» *OECD Environment Working Papers n°65*, 2014.
- Chauvin, Valérie, Gaël Dupont, Eric Heyer, Mathieu Plane, et Xavier Timbeau. «Le modèle France de l'OFCE.» *Revue de l'OFCE*, 2002: 245-300.
- Dixon, Peter B, et Dale W Jorgenson. *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling SET*. 2013.
- Ducoudré, Bruno, Eric Heyer, Alaïs Martin-Baillon, et Mathieu Plane. «Quelle incidence du CICE sur les salaires et l'emploi ? Une évaluation pour la période 2014-2017t2 sur données de branches.» *SCIENCES PO OFCE WORKING PAPER n° 25*, 2017.
- Ducoudré, Bruno, Eric Heyer, et Mathieu Plane. «Que nous apprennent les données de branches sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015T2.» *Economie et prévision*, 2017: 91-113.
- Ducoudré, Bruno, et Eric Heyer. «Baisse de l'euro et désinflation compétitive. Quel pays en profitera le plus ?» *Revue de l'OFCE*, 2014: 221-253.
- Ducoudré, Bruno, et Mathieu Plane. «Les demandes de facteurs de production en France.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 21-53.
- Ducoudré, Bruno, et Mathieu Plane. «Les demandes de facteurs de production en France. Estimation et analyse des effets de la crise.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 21-53.
- Ducoudré, Bruno, et Nicolas Yol. «Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle.» *OFCE WORKING PAPER n° 30*, 2018.
- Fontagné, Lionel, Philippe Martin, et Gianluca Orefice. «The International Elasticity Puzzle Is Worse Than You Think.» *Journal of International Economics*, 2018: 115-129.
- France Stratégie. «Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi.» Rapport, 2018.

- Gilles, Fabrice, Mathieu Brunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, et Xi Yang. «Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D : Approfondissements et extensions pour la période 2013-2015.» Rapport de recherche de TEPP, 2018.
- Guillou, Sarah, Raul Sampognaro, et Tania Treibich. «L'impact attendu du CICE sur les exportations.» *Revue de l'OFCE*, 2017: 131-177.
- Haavelmo, Trygve. «Multiplier effects of a balanced budget.» *Econometrica*, 1945: 311-318.
- Hagneré, Cyrille, et François Legendre. «Une évaluation ex ante des conséquences du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE).» *Revue économique*, 2016: 697-732.
- Heyer, Eric, et Mathieu Plane. «Impact des allègements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi. L'apport des modèles macroéconomiques.» *Revue de l'OFCE*, 2012: 123-140.
- Hosoe, Nobuhiro, Kenji Gasawa, et Hideo Hashimoto. *Textbook of Computable General Equilibrium Modeling*. 2010.
- Landa, Gissela, Frédéric Reynès, Ivan Cortes, François-Xavier Bellocq, et Fabio Grazi. «Towards a low carbon growth in Mexico: Is a double dividend possible? A dynamic general equilibrium assessment.» *Energy Policy*, 2016: 314-327.
- Le Bayon, Sabine, Mathieu Plane, Christine Riffart, et Raul Sampognaro. «La dévaluation par les salaires dans la zone euro. Un ajustement perdant-perdant.» *Revue de l'OFCE*, 2014: 255-291.
- Lutz, Christian, Bernd Meyer, et Marc Wolter. «The global multisector/multicountry 3-E model GINFORS. A description of the model and a baseline forecast for global energy demand and CO₂ emissions.» *International Journal of Global Environmental Issues*, 2010: 25-45.
- Malgouyres, Clément, et Thierry Mayer. «Exports and labor costs: evidence from a French policy.» *Review of World Economics*, 2018: 429-454.
- Monin, Rémi, et Suarez Castillo. «L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles.» *Document de travail de l'Insee n°G2018/03*, 2018.
- Phillips, Alban William. «The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money.» *Economica*, 1958: 283-299.
- Plane, Mathieu. «Évaluation de l'impact économique du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi.» *Revue de l'OFCE*, 2012: 141-153.
- Shoven, John B, et John Whalley. *Applying General Equilibrium*. 1992.
- Smets, Frank, et Raf Wouters. «An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.» *Journal of the European Economic Association*, 2003: 1123-1175.
- Yol, Nicolas. «Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et l'utilisation de l'information macrosectorielle : Module 2 Évaluations macrosectorielles.» 2019.

EXpérimenter
une **E**valuation
Rigoureuse
du **C**rédit
d' **I**mpôt
pour la **C**ompétitivité
et l' **E**mploi



Rapport final n° VI pour France Stratégie

11 septembre 2020

Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité: approfondissements et extensions pour la période 2013-2016

Fabrice GILLES
Université de Lille, LEM et TEPP

Yannick L'HORTY
Université Gustave Eiffel, ERUDITE et TEPP

Ferhat MIHOUBI
Université Paris-Est Créteil, ERUDITE et TEPP

Préambule

Ce rapport a été établi à la demande de France Stratégie. La fédération TEPP du CNRS finalise ainsi un projet qui consiste à EXpérimenter une Evaluation Rigoureuse du Crédit d'Impôt pour la Compétitivité et l'Emploi (EXERCICE).

Il s'agit de notre sixième rapport d'évaluation des effets du CICE. Ce rapport est une version amendée et améliorée du cinquième rapport remis en septembre 2018 à France Stratégie. Nous améliorons la mesure du salaire retenu pour mesurer le taux de CICE et l'assiette du PR. Jusqu'à présent, le salaire retenu était le salaire brut issu des DADS. Ce dernier n'était pas en parfaite adéquation avec le SMIC qui sert de référence pour définir les assiettes à la fois du CICE et celle du PR. Nous parvenons à une mesure plus précise en recalculant le salaire brut à partir du salaire net des DADS qui, contrairement au salaire brut, ne contient pas la participation.

Les révisions apportées aux fichiers de mouvement sur les créances (MVC) de la DGFIP nous ont amené à raisonner pour les groupes fiscaux non plus au niveau de l'entreprise mais au niveau du groupe fiscal afin de mieux appréhender le niveau de décision sur les usages possibles du CICE. Cette démarche fournit des mesures de l'impact du CICE sensiblement différentes suivant qu'il s'agisse d'un groupe fiscal ou non.

Nous avons à la demande de France-Stratégie examiné si les entreprises disposant d'une forte proportion de salariés en dessous de 1,6 SMIC avaient créé ou sauvegardé d'avantage d'emplois que celles disposant d'une part plus faible. Les résultats suggèrent un impact sur l'emploi moins marqué pour les entreprises ayant la plus forte proportion de masse salariale inférieure à 1,6 SMIC.

Enfin, compte tenu de la mise à disposition des DADS 2016, les résultats sont étendus à la période 2013-2016.

Ce rapport a été rédigé par une équipe restreinte de chercheurs membres de la fédération TEPP issus de trois Universités: Fabrice Gilles (Université de Lille, LEM); Yannick L'Horty (Université Gustave Eiffel, ERUDITE); Ferhat Mihoubi (Université Paris-Est Créteil, ERUDITE).

Il a bénéficié du suivi de France Stratégie et en particulier de l'accompagnement d'Antoine Naboulet et Amandine Brun-Schammé. Il a bénéficié de la mise à disposition de nouvelles variables dans les DADS 2016. A ce titre, nous tenons à remercier Alexandre Lebrère et Vladimir Passeron. Il a également bénéficié des remarques de Cédric Audenis, Philippe Askénazy, Sébastien Roux, Alain Trannoy et Clémence Lenoir que nous remercions. Les auteurs remercient également l'ensemble des services producteurs pour leur travail de préparation des données et pour avoir facilité leur accès, et en particulier Ketty Attal-Toubert, Thomas Balcone, Sylvie Dumartin, Gérard Forgeot, Cyrille Hagneré, Maryline Rosa, Fabienne Sachwald, Géraldine Séroussi.

Table des matières

Introduction.....	4
1. Rappel des résultats du rapport de septembre 2018	6
Stratégie d'évaluation	6
Résultats	7
2. Une mesure plus précise du taux apparent de CICE avec ventilation suivant l'appartenance à un groupe fiscal	8
Un taux apparent de CICE mieux mesuré.....	9
Une redéfinition du périmètre des unités étudiées, au sein des groupes fiscaux.....	9
3. Une approche paramétrique en panel : double différence non linéaire et variables instrumentales	13
Equations estimées	14
L'hypothèse de tendance commune.....	16
L'importance d'une dimension temporelle longue pour la triple différence	18
Les tests de falsification : un exercice délicat	18
Mesure de l'emploi	18
4. Les résultats.....	19
Impacts du CICE	20
Ensemble des entreprises et des groupes fiscaux.....	20
Effets pour les seuls groupes fiscaux.....	36
Les résultats pour les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal.....	50
Les usages différents du CICE suivant le type d'entreprises	62
Investigation complémentaire concernant les effets sur l'emploi dans l'industrie et le tertiaire	63
Situation des entreprises employant une large part de salariés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à 1,6 Smic	70
Conclusion	74
Références.....	76
Annexe 1. Distribution des quartiles de CICE et la part des entreprises de plus de 1000 salariés suivant le type d'unité fiscale considéré	78
Annexe 2. Mesure de l'emploi et dispersion du taux de croissance des effectifs suivant la mesure considérée pour l'emploi	79

Introduction

Le Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) est une baisse d'impôt sur les sociétés selon un barème uniforme, avec un crédit d'impôt de 4% en 2013, sur tous les salaires sous la limite maximale de 2,5 Smic, porté à 6% à partir de 2014. Il s'agit d'un levier majeur de la lutte contre le chômage et des aides aux entreprises, comparable dans son ampleur budgétaire aux exonérations générales de cotisations sociales. Partant d'un montant initial de plus de 10 milliards d'€ en 2013, la première année de mise en œuvre, cette aide atteint près de 20 milliards d'euros chaque année entre 2014 et 2016, soit plus d'un point de PIB. La loi de finances pour 2018 a supprimé le CICE à compter du 1er janvier 2019 pour le basculer en allègement de cotisations sociales.

Le CICE est la fois une aide massive, générale et peu orientée dans son usage. Selon l'article 244 quater C du code général des impôts, son objet est potentiellement multiple. Il s'agit pour les entreprises de financer « l'amélioration de leur compétitivité à travers notamment des efforts en matière d'investissement, 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 ». Les entreprises ont été laissées libres de choisir entre l'ensemble de ces destinations. Aucune condition d'usage, ni aucun contrôle ne leur a été imposé. Les seules restrictions sont que le crédit d'impôt ne peut « ni financer une hausse de la part des bénéfices distribués, ni augmenter les rémunérations des personnes exerçant des fonctions de direction dans l'entreprise ».

L'objet de ce rapport est de compléter l'évaluation des effets du CICE déjà menée à bien en 2016, 2017 et 2018 (Gilles *et al.* 2016, 2017-a, 2017-b, 2018-a et 2018-b), en prenant en compte les données définitives pour l'année 2016. Il s'appuie, comme les précédents, sur l'appariement d'un large ensemble de bases exhaustives de micro-données d'entreprises. Nous exploitons des sources administratives de données comptables et fiscales mises à disposition par l'ACOSS, la DGFIP et l'INSEE qui couvrent les années 2004 à 2016. L'évaluation porte sur l'emploi, les salaires et sur plusieurs indicateurs de l'activité économique des entreprises.

Comme dans les rapports précédents, notre démarche empirique a été conçue pour permettre de restituer la diversité potentielle dans les usages du CICE par les entreprises. Tout d'abord, nous évaluons l'impact du CICE en distinguant plusieurs classes d'entreprises, en fonction de l'intensité du bénéfice qu'elles ont tiré du CICE, sans supposer que les pratiques étaient les mêmes pour toutes. Nous avons également distingué les résultats selon les années, de façon à pouvoir restituer des différences selon les périodes, entre 2013 et 2016. Enfin, nous avons également multiplié les sources de données, les indicateurs et les techniques d'estimation, de façon à rechercher des effets robustes dans toutes ces dimensions.

Nous utilisons des doubles voire des triples différences avec variables instrumentales sur données de panel. Nous exploitons la dimension panel de nos données en introduisant les variables de contrôle dont l'effet peut varier suivant les années. En multipliant les méthodes d'estimation, nous cherchons à mettre en évidence des résultats robustes. Les estimations sont réalisées sur deux échantillons cylindrés, qui ne comprennent donc que les entreprises présentes sur toute la période. Un échantillon court couvre la période 2009-2016 et se compose de 123 344 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus, de taille proche à l'échantillon

du rapport de septembre 2018 qui comprenait 128 355 entreprises. Nous utilisons aussi un échantillon long sur la période 2004-2016 qui comprend 77 304 entreprises ou groupes fiscaux pérennes. Le fait de disposer d'un recul temporel important modifie la composition des entreprises ce qui nous permet d'apprécier la robustesse des résultats et surtout de tenir compte de tendances spécifiques.

Dans ce nouveau rapport, nous avons fait le choix d'une approche centrale qui repose sur une stratégie d'estimation dans laquelle nous interprétons nos résultats à la lumière de tests de falsification que nous avons mis en œuvre de façon systématique. Pour les variables dont les tests de falsification ne sont pas rejetés, nous considérons les résultats d'estimations en double différence combinées à des variables instrumentales (intention à traiter) sur notre échantillon de référence (2009-2016). Lorsque les tests de falsification sont rejetés, nous considérons l'échantillon ayant une dimension temporelle plus longue (2004-2016). Si les tests de falsification ne sont pas rejetés sur cet échantillon long, alors nous considérons les résultats en double différence correspondant. Dans le cas contraire, nous retenons les résultats des estimations en triple différence (modèle à effets fixes et tendances individuels inobservés) combinée à des méthodes de variables instrumentales sur l'échantillon long.

Dans les rapports de septembre 2017 et de mars 2018 nous parvenions à des résultats pour lesquels la validité des instruments semblait trop fréquemment non satisfaite ; les tests de sur-identification de Hansen étaient souvent rejetés. A l'issue des investigations présentées en juillet 2018, nous avons mis en évidence deux sources potentielles de ces fréquents rejets. D'une part, le taux d'endettement, qui était utilisé comme variable de contrôle, comportait des valeurs extrêmes en 2013 qui provoquaient le rejet de l'hypothèse nulle du test de Hansen. D'autre part, nous avons relevé que le choix de la temporalité des instruments avait un effet important sur le rejet des tests de Hansen s'agissant des estimations menées sur le salaire moyen et la masse salariale. En retenant des instruments retardés de deux périodes au lieu d'une seule, nous parvenions à des résultats plus satisfaisants. Toutefois, si ces deux amendements permettaient d'améliorer sensiblement la validité des instruments lors de l'évaluation du CICE en 2014, ils ne le permettaient pas sur la période 2014-2015.

Dans le présent rapport, nous apportons une attention particulière à la mesure du taux de CICE. Jusqu'à présent, nous nous contentions de rapporter le montant du CICE fourni par les fichiers de mouvement sur créances (MVC), produits par la DGFIP, à la masse salariale brute calculée à partir de la variable de salaire brut issue des DADS. Toutefois, cette variable incorpore des éléments de rémunération (participation et intéressement) qui ne figurent pas dans le SMIC. Nous avons donc recalculé un indicateur de salaire brut à partir du salaire net des DADS qui lui ne tient pas compte de la participation. Nous parvenons avec cette nouvelle définition du salaire brut à une mesure plus précise du taux apparent de CICE.

Par ailleurs, le traitement des entreprises appartenant à un groupe fiscal a été révisé dans le présent rapport en considérant le groupe fiscal dans son ensemble plutôt que les entreprises d'un groupe fiscal prises isolément. Une telle démarche a un double mérite. D'une part, elle permet de ne pas faire d'hypothèse *ad hoc* sur la répartition du CICE au sein des entreprises d'un groupe fiscal (par exemple au *pro rata* de leur contribution à la créance de CICE). D'autre part, elle permet de considérer une prise de décision sur les usages du CICE effectuée au niveau

du groupe, sans pour autant exclure des décisions décentralisées prises au niveau des entreprises du groupe fiscal.

La disponibilité de l'ensemble des données pour 2016 permet d'évaluer les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité pour une période plus longue. On retrouve comme dans le rapport précédent des effets marqués sur les entreprises les plus bénéficiaires du CICE, mais là encore des effets un peu plus faibles à mesure que l'on considère un horizon lointain (2014-2016). En outre, pour réconcilier les évaluations des effets en emploi du CICE en retenant une modélisation non-linéaire en quartiles et celle linéaire, nous proposons une modélisation linéaire par morceaux qui permet d'emboîter les deux précédentes modélisations et d'évaluer les effets du CICE pour les entreprises les moins bénéficiaires de la mesure (premier quartile). Nous complétons cette approche centrale par des investigations autour du CICE. En particulier, nous examinons si des effets du CICE ont été plus marqués pour les entreprises disposant d'une forte proportion de la masse salariale en dessous de 1,6 smic (4^{ième} quartile de la distribution des salaires inférieurs à 1,6 smic). Les résultats suggèrent que les élasticités de l'emploi au CICE sont plus faibles pour les entreprises ayant la plus forte proportion de salariés rémunérés en dessous de 1,6 smic (quatrième quartile), et qu'elles sont plus élevées pour les entreprises du troisième quartile.

1. Rappel des résultats du rapport de septembre 2018

Stratégie d'évaluation

Le CICE est une mesure générale avec une assiette salariale très large qui n'a pas fait l'objet d'une expérimentation et qui s'applique à toutes les entreprises. Il est donc hors de portée de construire un groupe témoin d'entreprises qui n'auraient pas été affectées par le traitement (seules 6% des entreprises n'ont pas du tout bénéficié du CICE). En l'absence de contrefactuel, une méthode alternative consiste à prendre en compte la différence dans l'exposition à l'intensité du traitement (que l'on peut résumer par le taux effectif du crédit d'impôt) plutôt que l'exposition au principe du traitement (Florens *et al.*, 2008). Il s'agit alors d'appliquer une méthode de type multitraitement sur une variable discrète ou continue (Frolich, 2004 ; Hirano et Imbens, 2004). Cette approche a été appliquée avec succès pour l'évaluation des exonérations générales de cotisations sociales qui sont comme le CICE des mesures à la fois générales, massives et inconditionnelles (Crépon et Desplat, 2001, Bunel *et al.* 2009 et 2012).

Une deuxième difficulté réside dans l'existence potentielle de biais d'endogénéité. Dans le cas du CICE, la structure des salaires détermine complètement l'intensité d'exposition au traitement. Or elle est elle-même déterminée par les variables de résultat qui nous intéressent : l'emploi, les salaires et la compétitivité. On peut attendre par exemple qu'une entreprise très compétitive soit fortement créatrice d'emploi et qu'elle distribue plus fréquemment des salaires élevés. Il importe de tenir compte de ce biais d'endogénéité potentiel pour évaluer un effet causal du traitement. Pour surmonter cette deuxième difficulté, nous avons recours à la méthode des variables instrumentales. Un bon instrument est une variable observable qui est un bon prédicteur des chances d'être traité mais qui est sans effet direct sur les résultats attendus du

traitement. Les tests statistiques permettant de se prononcer sur la qualité des instruments (endogénéité, suridentification et instruments faibles), nous ont amené à retenir des indicatrices de traitement calculées sur la base du traitement simulé à partir des masses salariales potentiellement éligibles avant la mise en œuvre du CICE.

Dans notre rapport précédent, publié en septembre 2018, nous avons recentré les méthodes d'estimation autour de deux panels : l'un court (2009-2015) permettant d'estimer un modèle en doubles différences en instrumentant à l'aide de l'intention à traiter et le second avec une dimension temporelle suffisamment longue (pour 2004-2015) pour pouvoir estimer en triples différences afin de tenir compte de tendances spécifiques dans les variables de résultats et en instrumentant là encore. Pour l'ensemble des estimations en panel nous introduisons des variables de contrôle dont les coefficients peuvent varier chaque année.

Résultats

Cette analyse confirmait sur de nombreux points les conclusions de nos rapports d'évaluation antérieurs. Tout d'abord, nos résultats demeuraient assez contrastés selon les variables considérées. Lorsque nous détectons un résultat significatif, il était le plus souvent propre à une année donnée, une classe d'entreprises particulières ou un indicateur spécifique. Ces contrastes expriment la variété des usages du CICE par les entreprises. Il y a eu une grande variété de réactions spécifiques à chaque entreprise. Nous trouvons aussi quelques résultats robustes, confirmés indépendamment des données et des périodes d'investigation. Le résultat principal concernait l'emploi. Nous trouvons un effet positif sur l'emploi moyen, sur la masse salariale et sur le volume des heures travaillées, concentré dans un premier temps sur les entreprises qui ont bénéficié du taux maximal de CICE. Cet effet positif mais faible par son ampleur se doublait d'un changement dans la structure des emplois, avec une progression de l'emploi ouvrier et des jeunes. Un autre résultat confirmé portait sur les salaires horaires individuels qui ont augmenté suite à la montée en puissance du CICE.

Au-delà de ces éléments de stabilité, plusieurs résultats nouveaux émergeaient de ce rapport. Tout d'abord, la montée en puissance des effets du CICE s'avère plus progressive que ce que nous indiquions, avec des effets sur l'emploi total en 2013 moins forts que ce que nous avons mis en avant et des effets en 2014 et 2015 finalement plus marqués. Les emplois créés ou sauvegardés ont été des contrats à durée déterminée en 2013 avant d'être des contrats à durée indéterminée en 2014 et 2015. Ensuite, l'effet sur l'emploi des cadres qui était systématiquement négatif auparavant devenait plus contrasté, avec des résultats parfois positifs, parfois négatifs selon les classes d'entreprises. Nous trouvons aussi plusieurs effets positifs et localisés sur tel ou tel groupe d'entreprises et telle ou telle année sur l'emploi des seniors ou sur l'emploi des salariés à temps complet. Par ailleurs, nous trouvons aussi un effet positif sur les salaires moyens dans les entreprises les plus bénéficiaires ; le CICE avait donc accru la masse salariale dans ce groupe d'entreprises. Enfin, les effets sur l'activité étaient dans l'ensemble très contrastés. Nous trouvons un effet négatif sur la productivité apparente du travail, le chiffre d'affaires ou la valeur ajoutée, mais positif sur l'investissement ou le résultat. Nous trouvons un effet nul sur les marges et la rentabilité. L'effet sur l'investissement était robuste à la spécification, en particulier à l'hypothèse de proportionnalité des effets du CICE à son dosage.

Un résultat nouveau portait sur les effets positifs du CICE sur l'emploi et les heures travaillées pour les entreprises appartenant au deuxième quartile (bénéficiant moins du CICE que les entreprises de Q3 et Q4). Des analyses complémentaires avaient permis d'en déterminer l'origine. Pour l'essentiel, cet effet portait sur les entreprises de l'industrie. Ce résultat est cohérent avec celui d'un effet positif du CICE sur l'emploi ouvrier, observé aussi en Q2. Les effets sur les emplois issus des entreprises de Q2 n'étaient pas négligeables puisque ces entreprises sont en moyenne plus grandes (en moyenne deux fois de salariées que celles de Q4). Sur la période 2013-2015, nous parvenions à 85 000 emplois créés ou sauvegardés dans les entreprises les plus bénéficiaires du CICE (Q4) et 169 000 dans les entreprises appartenant au deuxième quartile (bénéficiant peu du CICE relativement à Q4). En comparaison avec les résultats du rapport de septembre 2017, nous avons une baisse des effets en emploi du CICE pour les entreprises de Q4, probablement imputable à la prise en compte des mesures d'allègement de cotisations sociales dont elles bénéficient fortement. En revanche, l'effet sur Q2 contribue fortement à cet effet positif sur l'emploi agrégé du CICE.

Plusieurs explications étaient avancées pour expliquer cet effet sur les entreprises appartenant au second quartile de la distribution du CICE. Ces entreprises sont plutôt grande taille, plus fréquemment dans l'industrie, mais avec une activité de R&D moins marquée que celle de Q1, et avec une part du chiffre d'affaire à l'exportation plus élevée que celles de Q3 et Q4. On observe d'ailleurs un effet négatif du CICE sur la valeur ajoutée pour les entreprises de Q2 relativement à celle de Q1. Plusieurs explications complémentaires étaient avancées pour cet effet sur les entreprises du deuxième quartile :

- La faible activité de R&D des entreprises de Q2 relativement à celles de Q1 pourrait suggérer que les entreprises de Q1 fortement exportatrices seraient davantage engagées dans une stratégie de concurrence hors prix que celles de Q2 qui seraient elles plutôt soumises à une concurrence en prix. L'impact négatif du CICE sur la valeur ajoutée des entreprises de Q2 relativement à celles de Q1, s'il résulte d'un effet prix, en serait alors la conséquence. Dans un tel contexte, le CICE aurait permis aux entreprises de Q2 d'améliorer leur compétitivité prix, ce qui en retour a exercé un impact positif sur l'emploi et les heures travaillées.
- Une seconde explication réside dans le fait que les entreprises de Q2 sont des entreprises de l'industrie de plutôt grande taille. Elles sont fréquemment donneuses d'ordre auprès d'entreprises appartenant à Q4. Elles peuvent bénéficier d'un pouvoir de marché qui leur permet de capter une partie du CICE dont bénéficient les entreprises sous-traitantes (de Q4).
- Une autre interprétation provient de la diversité des usages du CICE. A cet égard, les entreprises de Q2 ont pu davantage utiliser le CICE pour accroître leurs effectifs et les heures travaillées.

2. Une mesure plus précise du taux apparent de CICE avec ventilation suivant l'appartenance à un groupe fiscal

Dans ce nouveau rapport, les approfondissements sur les effets du CICE portent sur plusieurs aspects.

Un taux apparent de CICE mieux mesuré

En premier lieu, nous essayons d'améliorer la précision de la mesure du taux apparent de CICE. Celui-ci était jusqu'à présent obtenu en rapportant le montant de CICE perçu par une entreprise (issue du fichier MVC de la DGFIP) à sa masse salariale mesurée à partir de la variable `S_BRUT` issue des DADS. Toutefois, les éléments de rémunération ne sont pas en parfaite adéquation avec ceux retenus dans le SMIC. En particulier, la participation et l'intéressement sont inclus dans la variable `S_BRUT` alors qu'ils ne le sont pas dans le SMIC. Les DADS « natives », qui ne sont pas mises à disposition des chercheurs, contiennent l'ensemble des variables issues de la déclaration dont la variable `BRUT_S` (le salaire brut sécurité sociale) qui intègre les mêmes éléments de rémunération que ceux du SMIC. En janvier 2019, nous avons pris contact avec Alexandre Lebrère et Vladimir Passeron de l'INSEE pour disposer de cette variable ainsi que du salaire brut fiscal (`BRUT_F`) et du salaire brut sur une assiette CSG (`BASE_CSG`). Ils ont répondu favorablement à notre demande en intégrant ces variables à compter des DADS 2016. Nous les en remercions.

Cependant, ces nouvelles variables n'étant pas disponibles sur l'ensemble de la période d'évaluation (2009-2016 pour l'échantillon court et 2004-2016 pour l'échantillon long), nous avons reconstitué un salaire brut (`W_BRUT`) comportant des éléments de rémunération plus proches du SMIC à partir du salaire net figurant dans les DADS (`S_NET`). Celui-ci ne contient pas la participation mais toujours la partie de l'intéressement non placée sur un PEE, PEI ou PERCO. Nous avons ensuite mobilisé l'ensemble des barèmes, des plafonds et règles de calcul sur la période pour recalculer le montant du salaire brut à partir du salaire net. Le montant de ce salaire brut recalculé (`W_BRUT`) est en moyenne plus faible que la variable de salaire brut des DADS (`S_BRUT`) puisque que les éléments de rémunération de cette nouvelle variable n'intègrent plus la participation. Le taux de CICE calculé en ayant au dénominateur ce nouveau salaire brut est par conséquent en moyenne plus élevé que celui obtenu jusqu'à présent avec `S_BRUT`. L'effet attendu sur les élasticités de l'emploi au CICE est en revanche plus ambigu. En premier lieu, la hausse du taux de CICE en utilisant le nouveau salaire brut devrait réduire les élasticités estimées. Toutefois, ce nouveau salaire brut réduit l'erreur de mesure dont pâtissait l'ancienne mesure du salaire brut (la participation n'est plus prise en compte). Cette réduction de l'erreur de mesure peut réduire le biais d'atténuation dont pâtissaient probablement les élasticités ainsi estimées. A ce titre, l'usage de cette nouvelle mesure du salaire brut devrait alors augmenter les élasticités de l'emploi au CICE.

Une redéfinition du périmètre des unités étudiées, au sein des groupes fiscaux

Afin de mesurer le montant de CICE initialisé (en tenant compte aussi des augmentations et des diminutions), nous mobilisons le fichier mouvements sur les créances (MVC) de la DGFIP. Dans celui-ci, un traitement particulier était appliqué aux entreprises appartenant à un groupe fiscal. Le montant de CICE initialisé était réparti entre les entreprises appartenant à un groupe fiscal au *pro rata* de leur contribution à l'assiette du CICE ou encore suivant la part de leur masse salariale éligible au CICE dans la masse salariale totale du groupe fiscal. Cette méthode de répartition a été appliquée sur l'ensemble des fichiers MVC jusqu'à la date de fin du CICE

(1^{er} janvier 2019), où la DGFIP ne bénéficiait plus des données de l'ACOSS sur de la masse salariale éligible au CICE. De ce fait, dans la dernière livraison de MVC (fichier MVC de septembre 2019), le CICE n'était plus affecté entre les entreprises appartenant à un groupe fiscal au *prorata* de leur contribution au CICE total initialisé, mais était intégralement affecté à l'entreprise déclarante (ou encore à l'entreprise tête de groupe).

Cette modification permet d'expliquer en partie les résultats surprenants auxquels nous parvenions en septembre 2019. Les rapports antérieurs (2016, 2017 et 2018) mobilisaient les fichiers MVC de décembre 2016 et juillet 2017. Nous mettions alors en évidence des effets marqués du CICE pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE, dans une moindre mesure en 2013 et surtout en 2014. En utilisant les fichiers de janvier et de juin 2018, ces résultats devenaient moins clairs : les effets du CICE sur l'emploi des entreprises les plus exposées au CICE devenaient non significatifs pour plusieurs définitions de l'emploi. En revanche, les estimations réalisées en utilisant le fichier MVC de septembre 2019 faisaient apparaître des effets sur l'emploi du CICE tout à fait comparables à ceux obtenus lors des rapports précédents avec des effets significatifs du CICE sur l'emploi en 2014, 2014-2015 ou encore en 2014-2016 sur l'emploi pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE.

Comment expliquer de telles modifications dans les résultats obtenus suivant les millésimes de MVC utilisés ? Comme nous l'avons vu au sein des groupes fiscaux, l'ensemble du CICE collecté était affecté à l'entreprise déclarante, souvent la tête de groupe ou une tête de holding. Les effectifs de l'entreprise tête de groupe sont généralement plus faibles que celle de l'ensemble du groupe. Par conséquent, cela contribuait à fortement réduire les élasticités de l'emploi au CICE. En outre, nos estimations étant pondérées par le montant des effectifs (ici de l'entreprise déclarante), cela a pour effet de réduire l'influence des groupes fiscaux dans les estimations. De ce fait, ces premières estimations utilisant le fichier MVC de 2019 fournissaient des résultats très proches de ceux obtenus sur un échantillon composé uniquement d'entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Ce premier point permet d'éclairer les différences de résultats entre les estimations s'appuyant sur les fichiers MVC de janvier et juin 2018 et celles ayant recours au fichier MVC de septembre 2019. Cependant, il ne permet pas de rendre compte des modifications de résultats sur les effets du CICE sur l'emploi obtenus sur les fichiers MVC antérieurs à 2018 et ceux obtenus avec les fichiers de 2018. Cette différence provient de la façon de définir le périmètre des groupes fiscaux suivant les différents millésimes. Le périmètre des groupes fiscaux est défini dans un fichier MVC sur la base du périmètre des groupes fiscaux de l'année précédente issu du fichier PERIM¹. A titre d'exemple, le fichier MVC de juillet 2017 utilise le périmètre des groupes fiscaux pour l'année 2016 (les données sont issues des fichiers Péric de la DGFIP). Il convient de noter que chaque millésime du fichier MVC récapitule l'ensemble des créances de CICE année par année sur l'ensemble des années disponibles. A titre d'exemple, le fichier de juillet 2017 MVC contient des informations sur le CICE initialisé pour les années 2013, 2014, 2015 et dans une moindre mesure pour 2016. Par conséquent, la structure des groupes d'une année (ici l'année qui précède le millésime) est appliquée sur l'ensemble des années disponibles dans

¹ Ce fichier est constitué par la DGFIP chaque année depuis 2005 et porte sur le périmètre des groupes fiscaux.

ce fichier. Si cette méthode fournit des informations fiables sur la structure des groupes sur les années les plus récentes, elle peut être de mauvaise qualité sur les années les plus anciennes. Le traitement sur la structure des groupes fiscaux permet de mieux comprendre la forte modification des résultats sur l'impact du CICE sur l'emploi. A mesure que l'on considère des fichiers MVC récents, le périmètre des groupes fiscaux se dégrade pour les premières années 2013 et 2014, qui sont aussi les années de changement dans le taux de CICE. Les groupes fiscaux représentant une part importante des emplois mais aussi de la créance CICE, il n'est pas surprenant que les résultats soient modifiés à mesure que l'on considère des fichiers MVC récents dans la mesure où la définition du périmètre des groupes fiscaux en 2013 et 2014 se dégrade.

Enfin, la façon même dont la créance CICE était répartie au sein d'un groupe jusqu'en 2018, n'est pas sans soulever quelques interrogations. Les groupes fiscaux sont souvent aussi des groupes au sens économique. L'usage du CICE relève alors plus d'une stratégie de groupe que d'une décision décentralisée au sein de chaque entreprise du groupe. Considérer une règle de répartition du CICE entre les entreprises d'un groupe fiscal plutôt qu'une autre ne permet pas de rendre compte du caractère centralisé des décisions en matière de CICE et est de fait *ad hoc*. Nous avons donc pris le parti de ne pas considérer chaque entreprise du groupe fiscal mais plutôt, dans une démarche plus agnostique, le groupe fiscal comme entité. Il s'agit, de notre point de vue, de la méthode la moins gourmande en hypothèses pour décrire le comportement des groupes fiscaux.

Nous avons donc déposé auprès du comité du secret, en procédure accélérée, une demande d'accès à la base de Périm de la DGFIP qui décrit année par année le périmètre des groupes fiscaux depuis 2005. Nous avons dans un premier temps constitué deux panels cylindrés de groupes fiscaux : l'un sur 2009-2016 et l'autre sur 2004-2016. Pour cela, nous avons sélectionné les entreprises pérennes sur les périodes considérées appartenant à un groupe fiscal. Cela a permis de reconstituer le « cœur ² » des groupes fiscaux pérennes. Nous avons agrégé les données issues des DADS, de FARE et de MVC au niveau des groupes fiscaux pérennes. Le tableau 1 fournit des statistiques sur la représentativité du panel cylindré pour les groupes fiscaux sur la période 2009-2016. On parvient à un panel cylindré composé de 7741 groupes fiscaux employant 5 salariés et plus, soit moins de 30% des entreprises appartenant à un groupe fiscal. Si cet échantillon ne contient qu'un tiers des entreprises appartenant à un groupe fiscal, il couvre plus de 50% de l'emploi salarié au sein des groupes fiscaux et plus de 55% de la valeur ajoutée et du chiffre d'affaires. Par ailleurs, le cylindrage autour des entreprises pérennes de groupes pérennes conduit surreprésenter la proportion d'entreprises provenant de l'industrie, et légèrement sous-représenter les entreprises du tertiaire. En effet, le cylindrage implique de conserver les entreprises de plus grandes tailles.

² Le cœur faisant ici référence au fait que l'on ne retient dans le groupe fiscal que les entreprises pérennes sur la période considérée.

Table 1. Statistiques sur l'échantillon de groupes fiscaux pérennes.

année	Nombre de groupes fiscaux	taille moyenne des groupes fiscaux	nombre d'entreprises dans le panel cylindré 2009-2016	effectifs au 31/12	effectifs moyens	effectifs etp	effectifs au 31/12	effectifs moyens	Effectifs 31/12	effectifs etp	CATOTAL	VAHT	CICE	Industrie	Tertiaire
														Part dans les groupes fiscaux panel non cylindré	
2009	7741	2.41	18 647	2 949 169	2 905 362	2 898 467	3 454 294	3 481 719	3 427 254	2 798 271	943 926 669	260 695 537			
2010	7741	2.43	18 801	3 054 992	3 003 741	2 743 658	3 537 492	3 511 004	3 619 775	2 839 547	1 013 369 503	278 218 061			
2011	7741	2.43	18 838	3 091 569	3 054 268	2 871 904	3 595 720	3 598 012	3 760 476	2 875 325	1 080 054 465	284 803 259			
2012	7741	2.42	18 752	3 082 441	3 071 299	2 730 823	3 560 397	3 584 645	3 715 241	2 889 126	1 106 026 216	285 449 447			
2013	7741	2.43	18 791	3 091 588	3 072 331	2 793 188	3 553 618	3 553 055	3 700 661	2 890 165	1 072 999 643	281 757 683	2 887 151 804	16,9%	65.3%
2014	7741	2.44	18 892	3 100 931	3 094 726	2 817 854	3 557 130	3 580 077	3 696 924	2 929 561	1 073 422 171	282 245 402	4 187 853 251	17.1%	67.4%
2015	7741	2.44	18 907	3 177 221	3 169 391	2 826 741	3 585 804	3 584 971	3 663 356	2 930 120	1 053 333 926	282 389 029	4 171 412 639	17.3%	68.6%
2016	7741	2.45	18 928	3 125 037	3 196 988	2 849 913	3 593 830	3 591 846	3 618 087	2 879 775	1 099 646 217	284 970 873	4 166 727 232	17.2%	68.3%
Part relativement à l'ensemble des groupes fiscaux															Part dans les groupes fiscaux du panel cylindré
2009			34%	55%	55%	57%	58%	58%	58%	56%	62%	63%			
2010			31%	56%	56%	56%	56%	56%	57%	54%	63%	61%			
2011			30%	55%	55%	56%	55%	55%	56%	53%	59%	60%			
2012			29%	53%	53%	53%	54%	54%	55%	52%	59%	59%			
2013			28%	53%	52%	53%	55%	54%	56%	52%	57%	58%	61,14%	28.6%	60.3%
2014			27%	54%	54%	54%	55%	55%	57%	53%	58%	58%	59,01%	28.4%	60.4%
2015			27%	51%	49%	52%	54%	53%	54%	52%	55%	55%	55.06%	28.4%	60.6%
2016			26%	50%	50%	50%	52%	52%	53%	50%	55%	53%	54.00%	28.5%	60.4%

Sources : BRC (Acosss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgflp), PERIM (Dgflp) et calculs des auteurs.

3. Une approche paramétrique en panel : double différence non linéaire et variables instrumentales

La méthode mise en œuvre repose sur une stratégie d'estimation sur données de panel en double différence (Ashenfelter et Card, 1985), avec instrumentation par l'intensité de l'intention de traiter (Auten et Carroll, 1999). À la place de la variable de traitement elle-même (de nature continue), nous considérons un ensemble d'indicatrices correspondant à différents niveaux de traitement. Elles permettent de tenir compte de la non-linéarité de l'effet du traitement, c'est-à-dire du fait que l'effet du CICE peut varier en fonction du bénéfice plus ou moins important du traitement. Les indicatrices de traitement consistent à constituer quatre groupes d'entreprises réunissant chacun un quart des entreprises de l'échantillon selon l'importance du CICE dont ont bénéficié les entreprises. Le groupe de référence est constitué des 25 % d'entreprises les moins bénéficiaires du CICE. Les instruments utilisés sont des indicatrices de traitement calculées sur la base du traitement simulé à partir des masses salariales potentiellement éligibles avant la mise en œuvre du CICE.

Les variables de contrôle comprennent des indicateurs de gestion issus de FARE et des indicateurs sur la structure des emplois issus des DADS considérées en $t-1$ et en variation entre $t-2$ et $t-1$ (cf. encadré 1). Des indicatrices sont également introduites pour tenir compte d'effets sectoriels ou d'effets liés à la taille des entreprises. Enfin, pour neutraliser les effets des réformes précédant la mise en place du CICE, en particulier les variations du salaire minimum et celles des exonérations générales de cotisations sociales³, nous avons ajouté une variable de contrôle supplémentaire : le Taux d'Exonération Apparent (*TEA*, soit le rapport entre le montant total des exonérations de cotisations patronales et l'assiette des cotisations du régime général) retardé d'une période.

Les régressions sont pondérées par une variable pertinente (en $t-1$) en fonction du sujet abordé. Par exemple, pour l'emploi la pondération correspondra à l'emploi alors que pour la valeur ajoutée on utilisera cette dernière ; pour le taux de marge, on utilisera la valeur ajoutée en $t-1$ comme variable de pondération.

³ En effet, en 2011 et 2012, plusieurs mesures de politiques économiques ont été adoptées et sont susceptibles d'affecter nos résultats : l'annualisation des allègements de cotisation sur les bas salaires au 1^{er} janvier 2011 ; les revalorisations du SMIC en 2010 et surtout en 2011 ; la fin en 2012 de la défiscalisation des heures supplémentaires par la loi TEPA du 1^{er} janvier 2007 ; l'évolution marquée par une forte hausse en août 2012 du forfait social introduit en 2009. Nous renvoyons la/le lecteur.e intéressé.e au rapport remis par l'équipe TEPP à France Stratégie en septembre 2018 (Gilles *et al.* (2018b)).

Encadré 1. Liste des variables de contrôles

Indicatrices de secteur d'activité et de tranches de taille :

- Secteur d'activité (NAF 2008), en 88 postes.
- Tranches de taille d'entreprise (11 classes) issues de BRC au 31/12 de l'année $t-1$.

Indicateurs retardés de gestion et de structure des emplois en niveau et en variation :

- Tirées de FARE : le taux de marge, la rentabilité économique, la productivité, l'intensité capitalistique, la part des exportations dans le CA, le taux d'investissement, le taux de prélèvement financier.
- Tirées des DADS 2012 : la part des femmes ; la part des ouvriers, des employés, des professions intermédiaires, des cadres, part des ingénieurs et techniciens en R&D ; la part des moins de 30 ans et des 50 ans et plus ; la part des CDI, des CDD, et des salarié à temps plein.

Cette approche sur données de panel a le double mérite d'estimer dans un cadre commun les effets du CICE de 2013 à 2016, tout en autorisant certains paramètres à varier dans la dimension temporelle.

Equations estimées

Dans un premier temps, on se focalise sur les effets du CICE en 2013 et 2014. L'équation inclut alors les taux de CICE de 2013 et 2014. L'équation différenciée fait apparaître le taux de CICE en 2013 et la variation du taux de CICE entre 2013 et 2014. Par conséquent, les quartiles considérés sont calculés à partir de cette différence. Comme instruments, nous utilisons les quartiles de la différence de traitement simulé pour 2013-2014 à partir des années antérieures à la mise en place de la mesure (2011 et 2012 notamment⁴).

Par ailleurs, nous avons testé la stabilité dans le temps des coefficients associés aux variables de contrôle. Il en est ressorti que l'hypothèse de stabilité temporelle des paramètres n'est rejetée que pour les tranches de taille d'entreprise. Nous avons de ce fait laissé varier au cours du temps les seuls paramètres associés aux tranches de taille d'entreprise. L'équation ainsi estimée est de la forme :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,t}) = & \alpha + \beta_{2,2013} \cdot I_2(\bar{T}_{i,2013}) + \beta_{3,2013} \cdot I_3(\bar{T}_{i,2013}) + \beta_{4,2013} \cdot I_4(\bar{T}_{i,2013}) + \beta_{2,2014} \cdot I_2(\bar{dT}_{i,2014}) \\ & + \beta_{3,2014} \cdot I_3(\bar{dT}_{i,2014}) + \beta_{4,2014} \cdot I_4(\bar{dT}_{i,2014}) + \gamma_1 \cdot \Delta X_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot X_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot TEA_{i,t-1} \\ & + \sum_s \delta_s \cdot I_s(\text{secteur}_i) + \sum_l \theta_l \cdot I_l(\text{taille}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

Avec $dT_{i,2014} = T_{i,2014} - T_{i,2013}$, La variable dépendante est la différence première du logarithme de la variable de résultat $\Delta \ln(Y_{i,t}) = \ln(Y_{i,t}) - \ln(Y_{i,t-1})$ (qui est

⁴ Comme indiqué dans nos précédents rapports (Gilles *et al.*, 2016, 2017a et b, 2018a et b), suivant les variables de résultat considérées, nous utilisons aussi potentiellement comme instruments les taux de CICE simulés en 2009 et 2010. En pratique, nous mobilisons les années 2011 et 2012 pour toutes les variables de résultat, à l'exclusion des variables de la masse salariale (taux simulés en 2010 et 2011).

approximativement égale au taux de croissance de Y), $\mathbb{I}_j(\widehat{T_{i,2013}})$ est l'estimation de première étape des indicatrices de traitement en 2013 notées $I_j(T_{i,2013})$, $I_j(T_{i,2012}^P)$ et $I_j(T_{i,2011}^P)$ sont les indicatrices d'intention à traiter calculées en 2011 et 2012 (variables instrumentales). $X_{i,t-1}$ représente le vecteur des variables de contrôle en niveau en $t-1$ et $\Delta X_{i,t-1}$ les variations passées des variables de contrôle entre $t-2$ et $t-1$, soit $\Delta X_{i,t-1} = X_{i,t-1} - X_{i,t-2}$.

Dans les régressions, la situation de référence est donnée par les entreprises du premier quartile de la distribution de la variable de traitement (le groupe des entreprises les moins bénéficiaires du CICE). Ainsi, le coefficient β_4 mesure l'impact du dispositif sur le taux de croissance de la variable de résultat pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE (les entreprises du 4^e groupe) par rapport aux entreprises les moins bénéficiaires (les entreprises du 1^{er} groupe). À partir de ces coefficients, il est possible de calculer les élasticités de la variable de résultat au CICE, qui mesurent la variation en points de pourcentage de la variable de résultat suite à un point de taux apparent de CICE en plus.

Dans un deuxième temps, afin d'évaluer les effets du CICE en 2015, on doit procéder de manière indirecte. En effet, l'effet du CICE en 2013 ou en 2014 est identifiable grâce au changement de taux qui s'applique sur la masse salariale éligible (salaires de moins de 2,5 Smic) de 0 à 4% entre 2012 et 2013, puis de 4 à 6% entre 2013 et 2014. En revanche, en 2015, le taux à appliquer reste inchangé par rapport à 2014. Du coup, l'effet du CICE en 2015 n'est plus directement identifiable. On procède alors de manière indirecte en regardant l'effet de la variation de la différence entre le taux moyen de CICE sur 2014-2015 et le taux de CICE en 2013. L'équation ainsi estimée est :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,t}) = & \alpha + \beta_{2,2013} \cdot I_2(\overline{T_{i,2013}}) + \beta_{3,2013} \cdot I_3(\overline{T_{i,2013}}) + \beta_{4,2013} \cdot I_4(\overline{T_{i,2013}}) + \beta_{2,2014-15} \cdot I_2(\overline{dT_{i,2014-2015}}) \\ & + \beta_{3,2014-15} \cdot I_3(\overline{dT_{i,2014-2015}}) + \beta_{4,2014-15} \cdot I_4(\overline{dT_{i,2014-2015}}) + \gamma_1 \cdot \Delta X_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot X_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot TEA_{i,t-1} \\ & + \sum_s \delta_s \cdot I_s(\text{secteur}_i) + \sum_l \theta_{l,t} \cdot I_l(\text{taille}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Avec $dT_{i,2014-2015} = \begin{cases} T_{i,2014} - T_{i,2013} & \text{pour 2014} \\ T_{i,2015} - T_{i,2014} & \text{pour 2015} \end{cases}$

Les effets du CICE en 2015 sont alors évalués par différence entre les coefficients estimés sur cette équation (2) et ceux estimés sur l'équation précédente.

Pour analyser l'impact du CICE en 2016, on procède de manière similaire et en différence par rapport aux résultats obtenus pour 2015.

L'évaluation des effets en emploi est réalisée en mettant en contraste l'impact pour les quartiles 2 à 4 par rapport au premier quartile. Ce faisant, on suppose que les emplois créés ou sauvegardés sont négligeables pour les entreprises les moins bénéficiaires de la mesure (premier quartile).

Une alternative, pour ne pas exclure d'éventuels effets emploi pour les entreprises du premier quartile, consiste à retenir un effet proportionnel du CICE. Cependant, le nombre d'emplois

créés ou sauvegardés obtenus avec cette méthode diverge de ceux obtenus avec une approche par quartile car la non-linéarité de l'effet de la mesure est négligée.

Une modélisation compatible avec l'approche par quartile ou l'approche linéaire consiste à retenir un modèle linéaire par morceaux où on retient un découpage par quartile.

L'équation estimée est alors de la forme pour 2014-2015 :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,t}) = & \alpha + \beta_{1,2013} \cdot \overline{I_1(T_{i,2013})} \cdot T_{i,2013} + \beta_{2,2013} \cdot \overline{I_2(T_{i,2013})} \cdot T_{i,2013} + \\ & \beta_{3,2013} \cdot \overline{I_3(T_{i,2013})} \cdot T_{i,2013} + \beta_{4,2013} \cdot \overline{I_4(T_{i,2013})} \cdot T_{i,2013} + \\ & \beta_{1,2014-15} \cdot \overline{I_1(dT_{i,2014-15})} \cdot dT_{i,2014-15} + \beta_{2,2014-15} \cdot \overline{I_2(dT_{i,2014-15})} \cdot dT_{i,2014-15} + \\ & \beta_{3,2014-15} \cdot \overline{I_3(dT_{i,2014-15})} \cdot dT_{i,2014-15} + \beta_{4,2014-15} \cdot \overline{I_4(dT_{i,2014-15})} \cdot dT_{i,2014-15} + \\ & \gamma_1 \cdot \Delta X_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot X_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot TEA_{i,t-1} + \sum_s \delta_s \cdot I_s(\text{secteur}_i) + \sum_l \theta_l \cdot t \cdot I_l(\text{taille}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

où, par exemple, $\overline{I_j(T_{i,2013})} \cdot T_{i,2013}$ est l'estimation de première étape de l'interaction entre l'indicatrice d'appartenance de l'entreprise au quartile j et le taux apparent de CICE en 2013.

L'hypothèse de tendance commune

La méthode en double différence sur données de panel repose sur l'hypothèse de tendance commune dans la variable de résultat entre les entreprises qui ont fortement bénéficié du CICE et celles qui en ont moins bénéficié. Cette hypothèse est indispensable pour que l'effet du CICE soit identifié par l'estimateur proposé. Cette hypothèse doit être vérifiée conditionnellement à l'ensemble de variables de contrôle considéré. Le grand nombre de variables de contrôle en niveau introduites dans l'équation estimée peut permettre de tenir compte de potentielles différences de tendances spécifiques. Cependant, il se peut que cela ne soit pas suffisant.

Une deuxième version de cette approche est présentée dans Heckman et Hotz (1989) puis étudiée dans Polachek et Kim (1994). Elle consiste à modéliser la variable de résultat en tenant compte non seulement d'un effet individuel inobservé fixe dans le temps, mais également d'une tendance individuelle inobservée. Ce modèle est appelé modèle à effet fixe et à trend aléatoire individuels (Wooldridge, 2011). Dans le cadre de l'évaluation des effets du CICE, adopter ce modèle revient à modéliser la variation relative de la variable de résultat (ou la variation absolue de son logarithme), à l'aide d'un effet firme inobservé et fixe dans le temps, u_i . Dans ce cas, l'équation (2) associée au modèle en différence s'écrit ainsi :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,t}) = & \alpha + \beta_{2,2013} \cdot I_2\left(\overline{I_1(T_{i,2013})}\right) + \beta_{3,2013} \cdot I_3\left(\overline{I_1(T_{i,2013})}\right) + \beta_{4,2013} \cdot I_4\left(\overline{I_1(T_{i,2013})}\right) + \\ & \beta_{2,2014-15} \cdot I_2\left(\overline{I_1(dT_{i,2014-15})}\right) + \beta_{3,2014-15} \cdot I_3\left(\overline{I_1(dT_{i,2014-15})}\right) + \beta_{4,2014-15} \cdot I_4\left(\overline{I_1(dT_{i,2014-15})}\right) + \\ & \gamma_1 \cdot \Delta X_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot X_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot TEA_{i,t-1} + \sum_l \theta_l \cdot I_l(\text{taille}_{i,t-1}) + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4) \end{aligned}$$

Estimer cette équation requiert d'utiliser un modèle within, que l'on combine toujours avec les méthodes de variables instrumentales présentées précédemment.

Cependant, comme souligné dans Polachek et Kim (1994) en particulier, cette méthode revient à tenir compte de l'existence de tendances spécifiques dans la variable de résultat. Pour que l'estimation d'un tel modèle soit valide, il est nécessaire de disposer d'une longue période d'observation pour les individus considérés, ici les entreprises. Les études de la fin des années 1990 qui ont mobilisé cette méthode disposaient alors souvent de données statistiques caractérisées par une dimension temporelle plus ou moins longue : 8 ans pour Heckman et Hotz (1989) ; 9 ans pour Papke (1994) ; 20 ans pour Hoxby (1996) ; 21 ans pour Friedberg (1998). Dans le cas de l'étude des effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité, mettre en œuvre une telle méthode est intéressant, mais cela suppose de disposer de sources statistiques pour les entreprises concernées sur une longue période.

Pour appréhender les effets du CICE entre 2013 et 2016, il faut considérer une période d'observation des entreprises plus ou moins longue afin d'être capable par exemple de s'amender d'une tendance sur l'évolution de l'emploi ou des salaires par exemple. Nous avons constitué un premier panel d'entreprises pérennes sur la période 2009-2016, soit sur une période de 8 ans. Comme nous utilisons des informations retardées d'une période pour les contrôles et que le modèle est pris en différence, nous disposons de 4 années (2011-2014) pour l'estimation du modèle (4). Dans notre cas où les variables de résultat peuvent être fortement affectées par la conjoncture, cette dimension temporelle réduite peut constituer un problème, notamment dans le contexte d'une conjoncture défavorable depuis 2008.

Par conséquent, afin d'estimer (4), nous avons également considéré un deuxième ensemble d'entreprises pérennes sur la période (2004-2016), de façon à couvrir (au moins) un cycle d'activité.

Nous sommes bien conscients que l'allongement de la période d'étude implique une sélection des entreprises. Sur la nouvelle période considérée, notre échantillon comporte plus de 75 004 entreprises et 2 300 groupes fiscaux pérennes présents sur 2004-2016. Au contraire, notre échantillon court comprend 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016. Cependant, nous disposons alors d'une information plus riche qui peut nous permettre de mettre en œuvre l'estimation de (4). Une autre difficulté soulevée par la construction d'un tel échantillon provient de l'utilisation de données statistiques antérieures à 2009, avec des sources dont le format et /ou le champ a pu être modifié : c'est notamment le cas de FARE et DADS. La version des DADS avant 2009 et le grand format était en particulier caractérisée par un champ plus restreint et donc un plus petit nombre d'entreprises pour chaque validité. Concernant FARE, l'année de lancement de la mouture actuelle a été caractérisée par un plus petit ensemble d'information (données absentes par exemple sur l'investissement). Ces éléments permettent d'expliquer les différences de taille entre les deux échantillons, au-delà de la démographie des entreprises. Avant 2008, seul FICUS contenait les informations sur l'activité des entreprises.

L'importance d'une dimension temporelle longue pour la triple différence

La méthode des doubles différences à laquelle nous avons recours suppose que soit vérifiée l'hypothèse de tendance commune sur les variables de résultat. Une façon usuelle de vérifier cette hypothèse est d'effectuer un test de falsification (parfois appelé aussi test placebo) qui consiste à simuler les effets du CICE avant sa mise en œuvre effective. Dans ce rapport, nous avons systématisé ces tests de falsification. Lorsque les tests sont validés, nous privilégions les résultats en double différence. Lorsque ce n'est pas le cas, nous leur préférons les résultats en triple différence, où les variables de résultat observées dans chaque entreprise diffèrent par un niveau et une tendance spécifiques relevant de caractéristiques inobservées, qui capturent les caractéristiques structurelles des entreprises. Dans ce cas, il convient de disposer d'une période suffisamment longue pour appréhender ces tendances. La période retenue doit couvrir au moins un cycle conjoncturel, afin d'éviter de capturer dans la tendance le degré d'exposition de l'entreprise à la conjoncture. L'échantillon initialement considéré (sur la période 2009-2016) ne permet pas de satisfaire cette condition. C'est aussi la raison pour laquelle nous avons constitué un second échantillon couvrant la période la plus longue possible compte tenu de la disponibilité des données : 2004-2016.

Les tests de falsification : un exercice délicat

Comme souligné dans Gilles *et al.* (2018-a), mener des tests de falsification demeure un exercice délicat. De nombreuses réformes adoptées avant la mise en place du CICE sont susceptible d'affecter les résultats des tests de falsification (cf. note 1). S'agissant de l'emploi total, l'annualisation des allègements de cotisation sur les bas salaires a eu un impact positif sur le coût du travail. Cette mesure concerne plutôt les entreprises comportant une forte proportion de salariés rémunérés au SMIC c'est-à-dire les plus exposées au CICE. Un test de falsification réalisé en 2011 risque par conséquent de faire apparaître à tort un impact négatif sur l'emploi pour les entreprises les plus exposées au CICE. En 2012, on a affaire simultanément à trois mesures de politiques économiques : la revalorisation du SMIC, l'abrogation de la loi TEPA et enfin le relèvement du forfait social. Les deux premières mesures concernent plutôt les entreprises les plus exposées au CICE, la dernière celles les moins exposées au CICE. En outre, on ne peut exclure que les deux groupes (traités : les plus exposés au CICE et témoins : les moins exposés au CICE) aient subi des chocs de même ampleur. En travaillant sur un modèle en double différence, les effets de ces deux chocs devraient alors pour partie se compenser, contrairement à la situation en 2011 où le seul choc affectant le groupe traité n'était pas compensé par un choc analogue dans le groupe témoin. Nous privilégions pour l'emploi total et les variables agrégées (les salaires, la masse salariale et l'activité) la période d'estimation 2012 pour réaliser les tests de falsification.

Mesure de l'emploi

De la même manière que pour les rapports précédents, pour évaluer les effets du CICE sur l'emploi, nous considérons quatre variables d'emploi à notre disposition : les effectifs BRC moyens (moyenne des effectifs de fin de trimestre), les effectifs moyens issus des DADS

(nombre de postes non annexes) ou les effectifs en équivalent temps plein (dont la variation est calculée entre n et $n-1$ d'une même validité ou entre deux validités successives à partir de la source DADS).

Nous estimons un modèle en double différence basée sur le dosage du traitement, avec instrumentation par l'intention à traiter. Ainsi nous instrumentons les quartiles de dosage du CICE observé sur les périodes 2013-2016 par les quartiles de dosage du CICE s'il avait été appliqué avant sa mise en place (par exemple en 2011 et 2012). Ce faisant, on ne tient pas compte des déformations potentielles de la distribution des salaires induite par le CICE. Cependant, pour savoir dans quelle mesure nos estimations peuvent être considérées comme valides sur l'échantillon principal (2009-2016 ; 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes recouvrant 14 300 entreprises), nous regardons au passage si les tests de falsification sont concluants – effet non significatif du CICE sur l'emploi avant 2013 alors que cette mesure n'existait pas encore. On considère alors les résultats des estimations en double différence sur cet échantillon. Sinon, on utilise l'échantillon long (2004-2016 ; 75 006 entreprises et 2 300 groupes fiscaux pérennes). Soit le test de falsification est concluant et on considère les résultats de l'estimation correspondante en doubles différences, soit cela n'est pas le cas et on considère les résultats de l'estimation en triples différences.

4. Les résultats

Comme nous l'avons indiqué précédemment, nous avons retenu dans ce rapport des unités de prises de décision en matière d'usage du CICE les plus économes en hypothèses, à savoir pour un groupe fiscal, le groupe en tant que tel en lieu et place des entreprises composant le groupe fiscal. En effet, lorsque l'entreprise appartient à un groupe fiscal, c'est la tête de groupe ou l'entreprise déclarante qui réclame le CICE et c'est le groupe qui bénéficie du crédit d'impôt. Il est alors difficile de savoir comment les montants de CICE sont répartis au sein du groupe. En particulier, les entreprises (d'un groupe) qui emploient le plus de salariés caractérisés par des salaires inférieurs ou égaux à 2,5 Smic ne sont pas forcément celles qui perçoivent le plus gros montant de CICE.

Par conséquent, nous procédons d'abord comme dans les rapports précédents, en considérant de façon indistincte les groupes fiscaux et les entreprises « indépendantes » (c'est-à-dire n'appartenant pas à un groupe fiscal) en étudiant successivement les impacts du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité. Toutefois, comme les usages du CICE peuvent être différents suivant que l'on considère des entreprises seules ou des groupes fiscaux, nous analysons ensuite séparément les effets du CICE dans les groupes fiscaux d'une part, et dans les entreprises « indépendantes » d'autre part.

L'annexe 1 présente les bornes des quartiles de CICE suivant la période d'estimation et suivant les unités fiscales considérées, ainsi que la part des entreprises de plus 1000 salariés dans chaque type d'unité fiscale.

L'annexe 2 décrit les différentes mesures de l'emploi considérées dans ce rapport et fournit la dispersion du taux de croissance des différentes mesures de l'emploi.

Impacts du CICE

Ensemble des entreprises et des groupes fiscaux

De ce fait, et dans ce qui suit, pour évaluer les effets du CICE, nous allons nous placer au niveau de l'unité fiscale de référence : le groupe fiscal auquel l'entreprise appartient ou l'entreprise elle-même si elle n'appartient pas à un groupe fiscal. C'est cette unité fiscale de référence qui bénéficie du CICE et décide des usages qui peuvent en être fait. Notre approche permet donc de tenir compte d'une logique de groupe le cas échéant.

Effets sur l'emploi

Les tableaux 2a, b et c récapitulent ainsi les résultats de nos estimations sur l'échantillon principal qui comporte 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes recouvrant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présentes dans les BRC, DADS et FARE sur l'échantillon 2009-2016.

Nos tableaux montrent que les tests de falsification passent systématiquement. Les résultats des estimations indiquent que le CICE aurait eu un effet non significativement différent de 0 sur les entreprises ou les groupes fiscaux en 2013, sauf pour le quatrième quartile en considérant les effectifs moyens des DADS sur la période 2013 et 2014. En 2014, 2014-2015 et 2014-2016 en revanche, le CICE aurait eu un effet positif sur l'emploi des entreprises ou groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires de la mesure.

Reste que les tests de Hansen ne sont pas concluants pour les ETP. Cela peut cependant s'expliquer par le fait que ces effectifs sont beaucoup plus volatiles que les effectifs moyens. Dans la mesure où on retient l'intention à traiter sur deux dates, il est plus probable de rejeter l'hypothèse nulle pour les effectifs ETP que pour les effectifs moyens⁵.

⁵ Notons que l'on obtient des résultats similaires mais moins fréquemment significatifs et avec des élasticités plus faibles si l'on estime notre modèle sur l'échantillon long (2004-2016). En effet, les entreprises concernées sont de taille plus importante et donc moins fortement bénéficiaires du CICE.

Tableau 2a. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2014**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	1,654 (0,330)	1,501 (0,381)	-0,161 (0,913)	0,985 (0,615)
		Q3	1,468 (0,312)	1,381 (0,364)	-0,283 (0,833)	1,035 (0,561)
		Q4	1,021 (0,146)	1,437* (0,059)	1,277 (0,209)	0,389 (0,709)
	2014	Q2	4,494* (0,066)	5,408** (0,017)	0,945 (0,520)	4,642* (0,061)
		Q3	-0,492 (0,796)	-0,658 (0,747)	-1,035 (0,577)	-0,919 (0,673)
		Q4	5,871** (0,015)	6,869*** (0,004)	6,874*** (0,000)	6,398** (0,012)
Elasticités	2013	Q2	1,190	1,080	-0,116	0,709
		Q3	0,743	0,699	-0,143	0,524
		Q4	0,345	0,485	0,431	0,131
	2014	Q2	4,718	5,677	0,992	4,873
		Q3	-0,373	-0,499	-0,785	-0,697
		Q4	2,977	3,482	3,485	3,244
Test de falsification	2012	Q2	1,129 (0,332)	1,995* (0,075)	-2,082 (0,444)	-0,857 (0,754)
		Q3	0,734 (0,471)	0,765 (0,461)	-1,856 (0,468)	-0,906 (0,718)
		Q4	1,197* (0,070)	1,204* (0,089)	0,008 (0,995)	0,007 (0,996)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,737	0,205	0,001	0,011
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			4,496 ⁽³⁾	5,107 ⁽³⁾	5,850 ⁽³⁾	5,267 ⁽³⁾
Nombre d'observations			493210	493205	481140	493019

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 2b. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2015**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	1,178 (0,463)	1,074 (0,511)	-0,282 (0,841)	0,678 (0,712)
		Q3	0,794 (0,564)	0,834 (0,567)	-0,728 (0,574)	0,409 (0,809)
		Q4	0,612 (0,372)	1,023 (0,174)	0,929 (0,310)	-0,109 (0,909)
	2014- 2015	Q2	3,839* (0,095)	4,802** (0,024)	0,691 (0,620)	4,131* (0,063)
		Q3	-1,120 (0,530)	-1,153 (0,552)	-1,427 (0,416)	-1,504 (0,450)
		Q4	5,316** (0,017)	6,264*** (0,004)	6,294*** (0,000)	5,664** (0,013)
Elasticités	2013	Q2	0,848	0,773	-0,203	0,488
		Q3	0,402	0,422	-0,369	0,207
		Q4	0,207	0,345	0,314	-0,037
	2014- 2015	Q2	9,057	11,330	1,630	9,747
		Q3	-1,883	-1,938	-2,400	-2,528
		Q4	2,695	3,176	3,191	2,872
Test de falsification	2012	Q2	1,129 (0,332)	1,995* (0,075)	-2,082 (0,444)	-0,857 (0,754)
		Q3	0,734 (0,471)	0,765 (0,461)	-1,856 (0,468)	-0,906 (0,718)
		Q4	1,197* (0,070)	1,204* (0,089)	0,008 (0,995)	0,007 (0,996)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,666	0,204	0,000	0,004
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			4,035 ⁽³⁾	4,522 ⁽³⁾	4,953 ⁽³⁾	4,595 ⁽³⁾
Nombre d'observations			616290	616271	601775	616069

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 2c. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2016**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	0,832 (0,596)	0,573 (0,720)	-0,539 (0,696)	0,396 (0,823)
		Q3	0,396 (0,769)	0,105 (0,942)	-0,711 (0,576)	0,233 (0,888)
		Q4	0,452 (0,518)	0,632 (0,410)	0,649 (0,455)	-0,189 (0,838)
	2014-2016	Q2	3,364 (0,122)	4,157** (0,039)	0,430 (0,735)	3,711* (0,072)
		Q3	-1,521 (0,400)	-2,036 (0,304)	-1,325 (0,431)	-1,657 (0,395)
		Q4	5,114** (0,015)	5,857*** (0,005)	5,886*** (0,000)	5,503*** (0,009)
Elasticités	2013	Q2	0,598	0,412	-0,388	0,285
		Q3	0,201	0,053	-0,360	0,118
		Q4	0,153	0,213	0,219	-0,064
	2014-2016	Q2	7,917	9,782	1,013	8,733
		Q3	-2,744	-3,672	-2,389	-2,988
		Q4	2,593	2,969	2,984	2,790
Test de falsification	2012	Q2	1,129 (0,332)	1,995* (0,075)	-2,082 (0,444)	-0,857 (0,754)
		Q3	0,734 (0,471)	0,765 (0,461)	-1,856 (0,468)	-0,906 (0,718)
		Q4	1,197* (0,070)	1,204* (0,089)	0,008 (0,995)	0,007 (0,996)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0	0	0	0
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			3,511 ⁽³⁾	4,248 ⁽³⁾	4,829 ⁽³⁾	4,269 ⁽³⁾
Nombre d'observations			739111	739039	722122	738829

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

On peut calculer les effets en emploi du CICE en retenant l'élasticité moyenne à l'issue du changement du taux de CICE en 2014 pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE sur chacune des 3 périodes d'estimation (2013-2014, 2013-2015 et 2013-2016). Les résultats sont reportés dans le tableau 3. Ils seraient de 115 000 emplois créés ou sauvegardés en ne considérant que 2014, de 105 000 sur la période 2014-15 et de moins de 100 000 en 2014-16. On retrouve la décroissance des effets emploi du CICE à mesure que l'on considère un horizon lointain que nous constatons déjà dans le rapport de 2018.

Tableau 3. Calcul des effets en emploi du CICE.

Période	Elasticité moyenne Q4	Effectifs en Q4	Emplois créés ou sauvegardés pour un point de CICE	Emplois créés ou sauvegardés
2014	3,297	1 750 000	57 698	115 395
2014-2015	2,983	1 750 000	52 210	104 420
2014-2016	2,834	1 750 000	49 598	99 195

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp), PERIM (Dgfp) et calculs des auteurs sur la base des tableaux 2a, 2b et 2c.

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Comme souligné à la section 3, cette évaluation des effets en emploi est réalisée en mettant en contraste l'impact pour les quartiles 2 à 4 par rapport au premier quartile. Ce faisant, on suppose que les emplois créés ou sauvegardés sont négligeables pour les entreprises les moins bénéficiaires de la mesure (premier quartile).

Une alternative, pour ne pas exclure d'éventuels effets emploi pour les entreprises du premier quartile, consiste à retenir un effet proportionnel du CICE. Cependant, le nombre d'emplois créés ou sauvegardés obtenus avec cette méthode diverge de ceux obtenus avec une approche par quartile car la non-linéarité de l'effet de la mesure est négligée.

Une modélisation compatible avec l'approche par quartile ou l'approche linéaire consiste à retenir un modèle linéaire par morceau où on retient un découpage par quartile.

Dans les tableaux 4a à 4c, les élasticité correspondent aux coefficients reportés pour chaque quartile. Contrairement aux estimations précédentes, on dispose désormais des élasticité pour les entreprises bénéficiant le moins du CICE (premier quartile).

D'une manière générale, les résultats sont très proches de ceux obtenus avec une spécification en quartiles. Seules les entreprises bénéficiant le plus du CICE (quatrième quartile) pour les années 2014, 2014-2015 et 2014-16 présentent un effet significatif sur l'emploi.

Les élasticité correspondantes sont d'ampleurs comparables à celles obtenues en utilisant une spécification en quartiles.

Ensuite, aucun effet du CICE sur l'emploi n'est détecté sur le premier quartile.

Enfin, cette spécification linéaire par morceau met bien en évidence la présence d'un effet sur l'emploi non linéaire du CICE, concernant exclusivement les entreprises les plus fortement bénéficiaires de la mesure.

Tableau 4a. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Estimation linéaire par morceaux (quartiles). Période **2013-2014**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q1	-1,492 (0,522)	-1,487 (0,521)	-2,257 (0,197)	-3,804 (0,152)
		Q2	-0,296 (0,739)	-0,337 (0,707)	-1,427 (0,267)	-1,861 (0,193)
		Q3	-0,303 (0,726)	-0,347 (0,699)	-1,207 (0,253)	-1,593 (0,207)
		Q4	-0,403 (0,679)	-0,299 (0,758)	-0,739 (0,411)	-1,628 (0,179)
	2014	Q1	-2,116 (0,248)	-2,475 (0,173)	-2,095 (0,414)	-3,990 (0,124)
		Q2	1,751 (0,138)	2,182* (0,068)	-0,648 (0,738)	0,701 (0,706)
		Q3	-1,540 (0,339)	-1,801 (0,259)	-1,501 (0,339)	-2,508 (0,178)
		Q4	2,925** (0,038)	3,195** (0,021)	2,464* (0,095)	2,200 (0,203)
Test de falsification	2012	Q1	0,239 0,711	0,571 -0,372	3,84* (0,098)	3,512 (0,104)
		Q2	1,035 (0,586)	2,233 (0,238)	10,102 (0,132)	9,573 (0,125)
		Q3	0,956 (0,660)	2,063 (0,339)	12,197 (0,127)	11,335 (0,127)
		Q4	1,169 (0,615)	2,329 (0,312)	13,528 (0,101)	12,386 (0,107)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,412	0,237	0,002	0,017
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			3.266 ⁽³⁾	3,749 ⁽³⁾	4,231 ⁽³⁾	3,826 ⁽³⁾
Nombre d'observations			493332	493228	481252	493142

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016

Notes : Variables de traitement : pour chaque quartile, interaction entre l'indicatrice de quartile du taux apparent de CICE et le taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : variables de traitement simulées en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 4b. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Estimation linéaire par morceaux (quartiles). Période **2013-2015**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q1	-1,670 (0,476)	-1,844 (0,431)	-2,12 (0,206)	-3,651 (0,166)
		Q2	-0,531 (0,554)	-0,655 (0,470)	-1,364 (0,259)	-1,820 (0,189)
		Q3	-0,580 (0,506)	-0,664 (0,466)	-1,277 (0,204)	-1,674 (0,176)
		Q4	-0,579 (0,553)	-0,559 (0,567)	-0,732 (0,382)	-1,657 (0,161)
	2014- 2015	Q1	-2,178 (0,196)	-3,026* (0,091)	-1,534 (0,475)	-3,324 (0,131)
		Q2	1,341 (0,235)	1,547 (0,185)	-0,486 (0,766)	0,855 (0,590)
		Q3	-1,934 (0,198)	-2,274 (0,134)	-1,561 (0,273)	-2,540 (0,125)
		Q4	2,675** (0,040)	2,734** (0,036)	2,519* (0,062)	2,178 (0,148)
Test de falsification	2012	Q1	0,239 0,711	0,571 -0,372	3,84* (0,098)	3,512 (0,104)
		Q2	1,035 (0,586)	2,233 (0,238)	10,102 (0,132)	9,573 (0,125)
		Q3	0,956 (0,660)	2,063 (0,339)	12,197 (0,127)	11,335 (0,127)
		Q4	1,169 (0,615)	2,329 (0,312)	13,528 (0,101)	12,386 (0,107)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,281	0,196	0,000	0,004
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			3,489 ⁽³⁾	4,010 ⁽³⁾	4,510 ⁽³⁾	4,065 ⁽³⁾
Nombre d'observations			616606	616601	602078	616400

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016

Notes : Variables de traitement : pour chaque quartile, interaction entre l'indicatrice de quartile du taux apparent de CICE et le taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : variables de traitement simulées en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 4c. Effet du CICE sur l'emploi de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Estimation linéaire par morceaux (quartiles). Période **2013-2016**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q1	-1,665 (0,477)	-1,799 (0,442)	-2,054 (0,207)	-3,456 (0,185)
		Q2	-0,580 (0,520)	-0,718 (0,432)	-1,358 (0,242)	-1,725 (0,203)
		Q3	-0,643 (0,461)	-0,782 (0,391)	-1,221 (0,207)	-1,567 (0,196)
		Q4	-0,596 (0,540)	-0,600 (0,7537)	-0,746 (0,350)	-1,559 (0,179)
	2014	Q1	-2,064 (0,212)	-2,812 (0,103)	-1,276 (0,503)	-2,836 (0,161)
		Q2	1,264 (0,259)	1,438 (0,209)	-0,407 (0,772)	1,067 (0,454)
		Q3	-2,040 (0,163)	-2,554* (0,085)	-1,357 (0,291)	-2,325 (0,131)
		Q4	2,687** (0,036)	2,711** (0,034)	2,461** (0,045)	2,357* (0,096)
Test de falsification	2012	Q1	0,239 0,711	0,571 -0,372	3,84* (0,098)	3,512 (0,104)
		Q2	1,035 (0,586)	2,233 (0,238)	10,102 (0,132)	9,573 (0,125)
		Q3	0,956 (0,660)	2,063 (0,339)	12,197 (0,127)	11,335 (0,127)
		Q4	1,169 (0,615)	2,329 (0,312)	13,528 (0,101)	12,386 (0,107)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,000	0,000	0,000	0,017
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			. ⁽³⁾	. ⁽³⁾	. ⁽³⁾	3.826 ⁽³⁾
Nombre d'observations			739754	739751	722778	739542

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016

Notes : Variables de traitement : pour chaque quartile, interaction entre l'indicatrice de quartile du taux apparent de CICE et le taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : variables de traitement simulées en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 5. Calcul des effets en emploi du CICE en utilisant une spécification linéaire par morceau (quartile).

Période	Elasticité moyenne Q4	Effectifs en Q4	Emplois créés ou sauvegardés pour un point de CICE	Emplois créés ou sauvegardés
2014	3,060	1 750 000	53 550	107 100
2014-2015	2,705	1 750 000	47 329	94 657
2014-2016	2,620	1 750 000	45 844	91 688

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp), PERIM (Dgfp) et calculs des auteurs sur la base des tableaux 2a, 2b et 2c.

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

En considérant la spécification linéaire par morceau, les estimations du nombre d'emplois créés ou sauvegardés grâce au CICE sont là encore très proches de celles reportées dans le tableau 3 avec une spécification en quartiles : un peu plus de 100 000 emplois en 2014, 95 000 en 2014-2015 et 92 000 en 2014-2016.

Effets sur la masse salariale

Les estimations en double différence tant sur l'échantillon court (2009-2016) que sur l'échantillon long (2004-2016) conduisent au rejet du test de falsification, quelle que soit la source.

Nous avons donc recours aux estimations en triple différence sur l'échantillon long.

Les deux sources conduisent à un effet significatif du CICE sur la masse salariale uniquement pour les entreprises (ou groupes fiscaux) les plus fortement bénéficiaires pour 2014, 2014-2015 et 2014-2016.

Cet impact sur la masse salariale peut être rapproché de celui constaté pour l'emploi. En 2014, les élasticités de la masse salariale au CICE de l'ordre de 2,72 (BRC) à 2,55 (DAD) sont légèrement inférieures à celles de l'emploi au CICE pour les mêmes sources (2,98 et 3,48).

Ceci suggère donc que l'accroissement de la masse salariale du fait du CICE provient essentiellement des effets du CICE sur l'emploi.

Cependant, les tests de falsification sont également rejetés pour ces estimations en triple différence sur l'échantillon long. Du fait de la potentielle non vérification de l'hypothèse de tendance commune, nous ne sommes donc en toute rigueur pas en mesure de détecter un effet « incontestable » du CICE sur la masse salariale.

Tableau 6a. Effet du CICE sur la masse salariale de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2014**.

2013-2014.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2004-16	2004-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,031 (0,979)	-0.136 (0.908)
		Q3	1,348 (0,146)	2.005 (0.163)
		Q4	1,313** (0,045)	0.671 (0.547)
	2014	Q2	3,492 (0,197)	3.219 (0.222)
		Q3	0,522 (0,744)	0.614 (0.710)
		Q4	4,924** (0,022)	4.621** (0.030)
Elasticités	2013	Q2	-0,022	-0,098
		Q3	0,692	1,030
		Q4	0,490	0,250
	2014	Q2	3,898	3,594
		Q3	0,418	0,492
		Q4	2,718	2,550
Test de falsification	2012	Q2	0,684 (0,428)	1.076 (0.196)
		Q3	0,324 (0,638)	0.510 (0.590)
		Q4	2,808*** (0,000)	3.504*** (0.000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,067	0,889
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			18,023 ⁽³⁾	17,907 ⁽³⁾
Nombre d'observations			695467	695755

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 75 006 entreprises et 2 300 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2004-2016.

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 6b Effet du CICE sur la masse salariale de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2015**.

2013-2015.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2004-16	2004-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,298 (0,789)	-0,337 (0,752)
		Q3	0,724 (0,426)	1,262 (0,339)
		Q4	0,939 (0,111)	0,499 (0,594)
	2014-2015	Q2	2,913 (0,275)	2,729 (0,289)
		Q3	-0,438 (0,769)	-0,436 (0,778)
		Q4	4,510** (0,027)	4,431** (0,029)
Elasticités	2013	Q2	-0,215	-0,243
		Q3	0,372	0,648
		Q4	0,350	0,186
	2014-2015	Q2	9,469	8,869
		Q3	-0,851	-0,846
		Q4	2,490	2,446
Test de falsification	2012	Q2	0,684 (0,428)	1,076 (0,196)
		Q3	0,324 (0,638)	0,510 (0,590)
		Q4	2,808*** (0,000)	3,504*** (0,000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,126	0,890
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			14,500 ⁽³⁾	14,135 ⁽³⁾
Nombre d'observations			772658	772940

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 75 006 entreprises et 2 300 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2004-2016.

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 6c. Effet du CICE sur la masse salariale de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2016**.

2013-2016.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2004-16	2004-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,560 (0,612)	-0,414 (0,686)
		Q3	0,542 (0,547)	1,234 (0,322)
		Q4	0,583 (0,309)	0,249 (0,771)
	2014-2016	Q2	2,458 (0,343)	2,568 (0,311)
		Q3	-0,784 (0,587)	-0,577 (0,700)
		Q4	4,110** (0,019)	3,672** (0,040)
Elasticités	2013	Q2	-0,404	-0,299
		Q3	0,278	0,634
		Q4	0,217	0,093
	2014-2016	Q2	7,286	7,613
		Q3	-1,593	-1,173
		Q4	2,269	2,027
Test de falsification	2012	Q2	0,684 (0,428)	1,076 (0,196)
		Q3	0,324 (0,638)	0,510 (0,590)
		Q4	2,808*** (0,000)	3,504*** (0,000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,144	0,784
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			21,666 ⁽³⁾	21,474 ⁽³⁾
Nombre d'observations			849704	849962

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 75 006 entreprises et 2 300 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2004-2016.

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Effets sur l'activité

Pour parvenir à des résultats interprétables (tests de falsification validés), nous devons parfois avoir recours à la double différence voire à la triple différence sur l'échantillon long.

Pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE, nous parvenons à un effet positif sur l'EBE et dans une moindre mesure sur la valeur ajoutée uniquement en 2013, sur l'échantillon long (2004-2016) en double différence.

En revanche, nous ne parvenons à aucun effet du CICE sur le résultat, le taux de marge et la rentabilité économique.

S'agissant de l'investissement, nous parvenons à des effets comparables à ceux obtenus dans le précédent rapport (2018) : des effets négatifs en 2013 pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE. En 2014, 2014-15 et 2014-16, nous parvenons à un impact positif (de plus forte ampleur que celui de 2013) pour les entreprises de Q2.

En conclusion, nous ne parvenons à des effets concluants (stables suivant les périodes, les méthodes et les échantillons) que sur un nombre restreint de variables d'activité (5 parmi 9). Comme nous l'avons indiqué dans les précédents rapports, ceci peut refléter l'hétérogénéité des usages du CICE par les entreprises.

Tableau 7a. Effet du CICE sur l'activité de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2014**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2004-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16
Méthode			TD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	TD	DD
Coefficients	2013	Q2	6,700* (0,060)	-0,164 (0,916)	83,863 ⁽⁵⁾ (0,483)	-561,743* ⁽⁵⁾ (0,075)	-150,009 ⁽⁵⁾ (0,500)	0,408 (0,976)	-0,011 ⁽⁶⁾ (0,669)	-0,007 ⁽⁶⁾ (0,672)	-1,553 ⁽⁷⁾ (0,536)
		Q3	4,470* (0,051)	-1,328 (0,385)	-14,513 (0,890)	-409,943 (0,182)	-59,125 (0,809)	4,008 (0,715)	0,027 (0,108)	0,015 (0,301)	1,979 (0,263)
		Q4	3,117*** (0,006)	1,889** (0,035)	76,301* (0,090)	-243,112 (0,118)	7,583 (0,909)	-34,794*** (0,005)	-0,019 (0,336)	-0,012 (0,259)	1,665 (0,347)
	2014	Q2	5,352 (0,122)	-0,312 (0,903)	-37,193 (0,837)	-952,413 (0,104)	318,925 (0,193)	57,696*** (0,004)	0,030 (0,316)	0,027 (0,172)	0,245 (0,969)
		Q3	1,549 (0,434)	0,344 (0,851)	126,065 (0,413)	-222,817 (0,654)	167,201 (0,400)	-33,473 (0,215)	0,016 (0,361)	0,016 (0,423)	4,716 (0,451)
		Q4	4,183* (0,092)	2,613 (0,176)	26,369 (0,802)	-730,480* (0,067)	192,057** (0,046)	30,077 (0,436)	0,002 (0,936)	0,005 (0,813)	2,329 (0,328)
Elasticités	2013	Q2	4,835	-0,118				0,293			
		Q3	2,296	-0,682				2,028			
		Q4	1,162	0,704				-11,749			
	2014	Q2	5,974	-0,349				60,566			
		Q3	1,241	0,275				-25,394			
		Q4	2,309	1,442				15,249			
Test de falsification	2012	Q2	0,650 (0,596)	-2,190 (0,347)	22,470 (0,837)	726,272* (0,091)	-218,513 (0,236)	8,041 (0,254)	-0,008 (0,596)	-0,019* (0,061)	-3,857 (0,169)
		Q3	3,431*** (0,002)	0,038 (0,976)	132,110* (0,064)	669,373 (0,134)	-29,448 (0,847)	-12,833 (0,188)	-0,003 (0,891)	-0,006 (0,633)	-2,770 (0,227)
		Q4	2,991*** (0,001)	1,358 (0,250)	91,387* (0,089)	384,124 (0,203)	-27,847 (0,738)	-12,440 (0,112)	-0,017 (0,301)	-0,021* (0,056)	-2,547 (0,103)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,898	0,329	0,586	0,567	0,399	0,741	0,010	0,561	0,001
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			15,461 ⁽³⁾	14,924 ⁽³⁾	44,622 ⁽³⁾	26,402 ⁽³⁾	44,525 ⁽³⁾	2,433 ⁽³⁾	14,958 ⁽³⁾	12,087 ⁽³⁾	5,264 ⁽³⁾
Nombre d'observations			695741	695581	386568	493211	695779	408555	695779	520735	493211

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillons composés de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises et 5 900 (respectivement 2 300) groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016(respectivement 2004-2016).

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 7b. Effet du CICE sur l'activité de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2015**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾	
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2004-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16	
Méthode			TD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	TD	DD	
Coefficients	2013	Q2	5,565 (0,113)	0,422 (0,807)	111,633 ⁽⁵⁾ (0,354)	-335,582 ⁽⁵⁾ (0,300)	-150,695 ⁽⁵⁾ (0,499)	-6,038 (0,697)	-0,013 ⁽⁶⁾ (0,612)	0,010 ⁽⁶⁾ (0,708)	-1,091 ⁽⁷⁾ (0,623)	
		Q3	3,656 (0,102)	-1,053 (0,513)	35,507 (0,746)	-74,543 (0,818)	-65,642 (0,789)	-0,317 (0,976)	0,023 (0,134)	0,011 (0,463)	3,059** (0,030)	
		Q4	2,471** (0,024)	1,556 (0,103)	97,433** (0,036)	-19,453 (0,913)	11,802 (0,855)	-37,678*** (0,002)	-0,020 (0,271)	-0,007 (0,506)	1,042 (0,532)	
	2014-2015	Q2	1,514 (0,642)	-0,081 (0,976)	10,927 (0,952)	-596,688 (0,325)	314,992 (0,201)	54,541*** (0,009)	0,027 (0,348)	0,037* (0,083)	1,399 (0,808)	
		Q3	-0,502 (0,800)	0,044 (0,982)	211,594 (0,187)	352,071 (0,498)	155,359 (0,436)	-38,986 (0,157)	0,012 (0,463)	0,020 (0,248)	5,633 (0,325)	
		Q4	2,844 (0,204)	2,100 (0,288)	37,662 (0,718)	-547,892 (0,190)	203,174** (0,037)	31,781 (0,411)	0,000 (0,998)	0,005 (0,764)	1,236 (0,611)	
	Elasticités	2013	Q2	4,015	0,305				-4,344			
			Q3	1,878	-0,541				-0,160			
			Q4	0,921	0,580				-12,723			
2014-2015		Q2	4,921	-0,263				128,681				
		Q3	-0,974	0,086				-65,545				
		Q4	2,187	1,615				23,074				
Test de falsification	2012	Q2	0,650 (0,596)	-2,190 (0,347)	22,470 (0,837)	726,272* (0,091)	-218,513 (0,236)	8,041 (0,254)	-0,008 (0,596)	-0,019* (0,061)	-3,857 (0,169)	
		Q3	3,431*** (0,002)	0,038 (0,976)	132,110* (0,064)	669,373 (0,134)	-29,448 (0,847)	-12,833 (0,188)	-0,003 (0,891)	-0,006 (0,633)	-2,770 (0,227)	
		Q4	2,991*** (0,001)	1,358 (0,250)	91,387* (0,089)	384,124 (0,203)	-27,847 (0,738)	-12,440 (0,112)	-0,017 (0,301)	-0,021* (0,056)	-2,547 (0,103)	
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,958	0,395	0,597	0,353	0,321	0,818	0,007	0,543	0,000	
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			12,043 ⁽³⁾	12,027 ⁽³⁾	47,702 ⁽³⁾	32,330 ⁽³⁾	47,706 ⁽³⁾	2,170 ⁽³⁾	12,054 ⁽³⁾	6,565 ⁽³⁾	4,550 ⁽³⁾	
Nombre d'observations			772905	772571	463761	616294	772972	507101	772972	595654	616294	

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillons composés de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises et 5 900 (respectivement 2 300) groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016(respectivement 2004-2016).

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 7c. Effet du CICE sur l'activité de l'ensemble des entreprises et des groupes fiscaux. Période **2013-2016**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2004-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16
Méthode			TD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	TD	DD
Coefficients	2013	Q2	5,262 (0,127)	0,725 (0,673)	124,910 ⁽⁵⁾ (0,299)	-477,986 ⁽⁵⁾ (0,129)	-151,917 ⁽⁵⁾ (0,497)	-14,651 (0,411)	-0,009 ⁽⁶⁾ (0,713)	0,003 ⁽⁶⁾ (0,904)	-1,005 ⁽⁷⁾ (0,644)
		Q3	3,539 (0,107)	-0,767 (0,630)	56,477 (0,604)	-257,562 (0,400)	-75,363 (0,760)	-4,246 (0,699)	0,026* (0,083)	0,009 (0,513)	2,559* (0,083)
		Q4	2,305** (0,028)	1,730* (0,063)	105,806** (0,019)	-161,643 (0,346)	-1,917 (0,976)	-43,908*** (0,001)	-0,019 (0,267)	-0,018 (0,166)	0,624 (0,694)
	2014-2016	Q2	0,799 (0,799)	0,160 (0,952)	31,512 (0,863)	-825,813 (0,167)	315,596 (0,202)	47,657** (0,013)	0,031 (0,284)	0,033* (0,086)	1,475 (0,789)
		Q3	-0,552 (0,785)	0,317 (0,868)	244,042 (0,121)	60,704 (0,900)	141,997 (0,482)	-42,681 (0,131)	0,015 (0,354)	0,017 (0,228)	4,838 (0,386)
		Q4	2,358 (0,259)	2,271 (0,242)	42,576 (0,679)	-704,561* (0,092)	182,837* (0,067)	26,097 (0,477)	0,000 (0,993)	-0,007 (0,658)	0,785 (0,724)
	Elasticités	2013	Q2	3,797	0,523				-10,540		
Q3			1,817	-0,394				-2,149			
Q4			0,859	0,645				-14,826			
2014-2016		Q2	2,368	0,474				112,143			
		Q3	-1,121	0,645				-76,969			
		Q4	2,031	1,956				21,138			
Test de falsification	2012	Q2	0,650 (0,596)	-2,190 (0,347)	22,470 (0,837)	726,272* (0,091)	-218,513 (0,236)	8,041 (0,254)	-0,008 (0,596)	-0,019* (0,061)	-3,857 (0,169)
		Q3	3,431*** (0,002)	0,038 (0,976)	132,110* (0,064)	669,373 (0,134)	-29,448 (0,847)	-12,833 (0,188)	-0,003 (0,891)	-0,006 (0,633)	-2,770 (0,227)
		Q4	2,991*** (0,001)	1,358 (0,250)	91,387* (0,089)	384,124 (0,203)	-27,847 (0,738)	-12,440 (0,112)	-0,017 (0,301)	-0,021* (0,056)	-2,547 (0,103)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,843	0,000	0,000	0,010	0,001	0,000	0,000	0,602	0,000
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			17,217 ⁽³⁾	12,167 ⁽³⁾	. ⁽³⁾	. ⁽³⁾	71,479 ⁽³⁾	2,812 ⁽³⁾	12,180 ⁽³⁾	13,469 ⁽³⁾	. ⁽³⁾
Nombre d'observations			849888	849243	540811	739127	850022	604902	850022	670209	739127

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillons composés de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises et 5 900 (respectivement 2 300) groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016(respectivement 2004-2016).

Notes : Variable de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%..

Effets pour les seuls groupes fiscaux

Les groupes fiscaux peuvent avoir des comportements différents de ceux des entreprises indépendantes vis-à-vis du CICE. En particulier, l'usage qui peut être fait du CICE peut être différent de celui fait par une entreprise « indépendante ».

Le tableau 8 montre que les groupes fiscaux ont des caractéristiques différentes de celles qui n'appartiennent pas à un groupe fiscal. Dans les entreprises appartenant à des groupes fiscaux, en 2013, le taux de CICE moyen est de 2,16% contre 2,73% pour les autres entreprises. Les mêmes constats s'imposent en 2014, 2015 et 2016. Ceci n'est pas surprenant. Les entreprises qui n'appartiennent pas à un groupe fiscal emploient une plus forte proportion d'ouvriers et d'employés (40 et 30% respectivement) que les autres (32 et 25% respectivement) ; en revanche, les groupes fiscaux emploient une part plus importante de professions intermédiaires et de cadres (20 et 22% respectivement) que les autres (15 et 12%).

Du côté de l'activité, entre les entreprises « indépendantes » et les groupes fiscaux, il y a un rapport de 1 à 30 pour le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et l'EBE, de 1 à 20 pour les effectifs employés. En outre, les groupes fiscaux sont plus fréquemment issus de l'industrie (29%) que les entreprises « indépendantes » (18%) ; le contraire est vrai pour le BTP (écart de 10 point). Enfin, les groupes fiscaux sont plus fréquemment exportateurs que les entreprises « indépendantes » : 21% vs 13%.

Ainsi, dans ce qui suit, nous allons nous placer au niveau de l'unité fiscale de référence : le groupe fiscal ou l'entreprise elle-même si elle n'appartient pas à un groupe fiscal. C'est cette unité fiscale de référence qui bénéficie du CICE et décide des usages qui peuvent en être fait. Notre approche permet donc de tenir compte d'une logique de groupe le cas échéant.

La constitution d'un panel cylindré sur les groupes fiscaux nécessite de ne retenir que des entreprises présentes de façon permanente sur l'ensemble des périodes (le cœur du groupe fiscal). Ce faisant, nous perdons plutôt de petites entreprises qui rendent compte des modifications démographiques des groupes fiscaux. Le tableau 1 montre que pour un cœur de groupe fiscal comptant seulement 30% des entreprises des groupes fiscaux nous conservons plus de 50% des effectifs salariés et près 60% de la valeur ajoutée et du chiffre d'affaires. En d'autres termes, les cœurs des groupes fiscaux restent représentatifs des caractéristiques des groupes fiscaux initiaux. Bien évidemment, en ne retenant que les entreprises constituant le cœur du groupe fiscal, nous ne tenons pas compte de la création ou de la suppression d'entreprises au sein du groupe fiscal qui peuvent potentiellement exercer des effets sur les différentes variables de résultat.

Tableau 8. Caractéristiques des entreprises suivant qu'elles appartiennent ou non à un groupe fiscal. Echantillon 2009-2016.

MVC1806	Entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal	Groupe fiscal
Chiffre d'affaires	4 749 492 €	135 290 000 €
Valeur ajoutée	1 309 658 €	36 514 860 €
EBE	282 254 €	9 577 000 €
Effectifs moyens (DADS)	21,6	413,2
Effectifs ETP (DADS)	19,2	373,4
Part du CA à l'export dans le CA total	13,41%	20,73%
Part des ouvriers	40,17%	32,24%
Part des employés	30,59%	25,09%
Part des Prof. Inter	15,31%	19,88%
Part des Cadres	12,55%	22,36%
Part des CDD	12,25%	9,94%
Part des CDI	83,00%	84,56%
Part des femmes	35,05%	36,56%
Part des temps plein	82,58%	80,46%
Industrie	18,35%	29,17%
BTP	20,67%	10,26%
Tertiaire	60,97%	59,83%
Taux apparent de CICE 2013	2,73%	2,16%
Taux de croissance de l'emploi 2013	-0,25%	-0,91%
Taux apparent de CICE 2014	4,10%	3,15%
Taux de croissance de l'emploi 2014	-0,56%	-0,10%
Taux apparent de CICE 2015	4,01%	3,13%
Taux de croissance de l'emploi 2015	-0,64%	-0,44%
Taux apparent de CICE 2016	3,87%	3,06%
Taux de croissance de l'emploi 2016	-0,24%	0,26%

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 entreprises et 5900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Effets sur l'emploi

Dans un premier temps, on s'intéresse à l'effet du CICE sur l'emploi dans les groupes fiscaux (tableaux 9a, 9b et 9c). Nos tableaux montrent que les tests de falsification passent systématiquement. D'après les résultats obtenus pour les tests de Hansen, nos instruments sont valides.

Les résultats des estimations montrent que le CICE n'aurait alors pas eu d'effet sur l'emploi dans les groupes fiscaux, quelle que soit la période considérée (2013-2014, 2013-2015 ou 2013-2016). Les seuls effets significatifs en 2014, 2014-2015 et 2014-2016 proviennent de Q4 (emploi moyen DADS au seuil de 10%).

Cependant, les entreprises avaient la liberté d'utiliser le CICE à d'autres fins que des créations ou sauvegardes d'emploi : les salaires ou l'activité (l'investissement, résultat, R&D). Nous explorons cette piste dans ce qui vient.

Tableau 9a. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux sur la période 2013-2014.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-3,022 (0,392)	-2,705 (0,457)	0,842 (0,731)	-3,855 (0,339)
		Q3	3,173 (0,181)	4,167 (0,105)	1,788 (0,587)	3,370 (0,359)
		Q4	-1,681 (0,588)	-3,325 (0,311)	-6,593** (0,038)	-4,751 (0,217)
	2014	Q2	3,123 (0,263)	4,167 (0,170)	-0,123 (0,966)	1,169 (0,731)
		Q3	-0,648 (0,841)	-0,978 (0,765)	0,883 (0,828)	-2,067 (0,647)
		Q4	18,163 (0,115)	19,722* (0,078)	-3,181 (0,509)	16,577 (0,199)
	Elasticités	2013	Q2	-2,269	-2,031	0,632
Q3			1,602	2,104	0,903	1,702
Q4			-0,509	-1,007	-1,996	-1,438
2014		Q2	3,033	4,046	-0,120	1,135
		Q3	-0,434	-0,655	0,592	-1,385
		Q4	7,633	8,288	-1,337	6,967
Test de falsification	2012	Q2	1,978 (0,296)	2,497 (0,202)	0,215 (0,953)	0,708 (0,851)
		Q3	2,280 (0,321)	2,513 (0,277)	-6,918 (0,344)	-3,624 (0,607)
		Q4	-1,192 (0,570)	-2,149 (0,343)	-4,805 (0,199)	-3,041 (0,408)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,475	0,404	0,767	0,284
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			2,386 ⁽³⁾	2,360 ⁽³⁾	2,699 ⁽³⁾	2,469 ⁽³⁾
Nombre d'observations			23556	23556	23306	23554

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 9b. Effets du CICE sur l'emploi des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2015**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-3,283 (0,363)	-3,508 (0,354)	0,848 (0,703)	-3,684 (0,357)
		Q3	2,646 (0,261)	3,349 (0,187)	1,193 (0,676)	3,285 (0,334)
		Q4	-1,281 (0,714)	-2,756 (0,435)	-7,359** (0,013)	-4,273 (0,288)
	2014-2015	Q2	2,907 (0,282)	2,975 (0,314)	0,514 (0,819)	1,865 (0,520)
		Q3	-1,675 (0,554)	-2,119 (0,450)	0,235 (0,940)	-2,541 (0,452)
		Q4	19,339 (0,113)	20,512* (0,077)	-4,187 (0,315)	17,773 (0,158)
Elasticités	2013	Q2	-2,465	-2,634	0,637	-2,766
		Q3	1,336	1,691	0,602	1,659
		Q4	-0,388	-0,834	-2,228	-1,294
	2014-2015	Q2	4,134	4,231	0,730	2,652
		Q3	-2,266	-2,866	0,318	-3,437
		Q4	9,893	10,493	-2,142	9,092
Test de falsification	2012	Q2	1,978 (0,296)	2,497 (0,202)	0,215 (0,953)	0,708 (0,851)
		Q3	2,280 (0,321)	2,513 (0,277)	-6,918 (0,344)	-3,624 (0,607)
		Q4	-1,192 (0,570)	-2,149 (0,343)	-4,805 (0,199)	-3,041 (0,408)
Test de suridentification ⁽¹⁾						
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1,732 ⁽³⁾	1,661 ⁽³⁾	1,850 ⁽³⁾	1,709 ⁽³⁾
Nombre d'observations			29457	29457	29157	29455

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 9c. Effets du CICE sur l'emploi des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2016**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-3,136 (0,393)	-3,399 (0,376)	0,906 (0,670)	-3,236 (0,417)
		Q3	2,148 (0,371)	2,856 (0,263)	0,986 (0,714)	3,320 (0,313)
		Q4	-0,948 (0,790)	-2,793 (0,440)	-7,209** (0,017)	-3,125 (0,440)
	2014- 2016	Q2	2,751 (0,289)	2,863 (0,313)	0,771 (0,692)	1,900 (0,476)
		Q3	-1,897 (0,531)	-2,593 (0,369)	-0,092 (0,974)	-2,002 (0,514)
		Q4	19,479 (0,103)	20,205* (0,071)	-4,178 (0,267)	18,106 (0,130)
Elasticités	2013	Q2	-2,354	-2,552	0,680	-2,429
		Q3	1,085	1,442	0,498	1,676
		Q4	-0,287	-0,846	-2,183	-0,946
	2014- 2016	Q2	4,333	4,509	1,214	2,992
		Q3	-2,710	-3,705	-0,131	-2,860
		Q4	12,094	12,545	-2,594	11,242
Test de falsification	2012	Q2	1,978 (0,296)	2,497 (0,202)	0,215 (0,953)	0,708 (0,851)
		Q3	2,280 (0,321)	2,513 (0,277)	-6,918 (0,344)	-3,624 (0,607)
		Q4	-1,192 (0,570)	-2,149 (0,343)	-4,805 (0,199)	-3,041 (0,408)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,461	0,386	0,694	0,268
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1.429 ⁽³⁾	1.389 ⁽³⁾	1,567 ⁽³⁾	1,420 ⁽³⁾
Nombre d'observations			35360	35359	35020	35357

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Effets sur la masse salariale

On parvient à des effets positifs du CICE sur la masse salariale pour les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires en 2014, 2014-2015 et 2014-2016. Compte tenu de l'absence d'effet du CICE sur l'emploi, cela suggère que les groupes fiscaux auraient utilisé une partie du CICE pour accroître les salaires.

Toutefois, il se peut que d'autres usages aient aussi pu être considérés par les groupes fiscaux. Dans la section suivante, nous explorons les effets du CICE sur les variables d'activité dans les groupes fiscaux.

Tableau 10a. Effets du CICE sur la masse salariale des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2014**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-1,515 (0,625)	-1,803 (0,555)
		Q3	3,365 (0,113)	4,317* (0,056)
		Q4	-2,019 (0,537)	-3,110 (0,352)
	2014	Q2	2,163 (0,341)	2,748 (0,251)
		Q3	-2,579 (0,439)	-2,772 (0,409)
		Q4	20,981** (0,034)	20,665** (0,033)
Elasticités	2013	Q2	-1,137	-1,353
		Q3	1,699	2,180
		Q4	-0,611	-0,942
	2014	Q2	2,100	2,668
		Q3	-1,729	-1,858
		Q4	8,817	8,685
Test de falsification	2012	Q2	2,127 (0,215)	2,960* (0,076)
		Q3	2,054 (0,329)	2,303 (0,255)
		Q4	-1,423 (0,432)	-1,282 (0,567)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,239	0,255
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			2,194 ⁽³⁾	2,143 ⁽³⁾
Nombre d'observations			23555	23556

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 10b. Effets du CICE sur la masse salariale des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2015**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-1,374 (0,665)	-1,777 (0,570)
		Q3	2,982 (0,145)	3,728* (0,085)
		Q4	-0,145 (0,969)	-1,235 (0,734)
	2014-2015	Q2	2,125 (0,323)	2,641 (0,238)
		Q3	-3,039 (0,313)	-3,353 (0,263)
		Q4	23,874** (0,017)	23,267** (0,016)
	Elasticités	2013	Q2	-1,031
Q3			1,505	1,882
Q4			-0,044	-0,374
2014-2015		Q2	3,021	3,756
		Q3	-4,111	-4,535
		Q4	12,214	11,903
Test de falsification	2012	Q2	2,127 (0,215)	2,960* (0,076)
		Q3	2,054 (0,329)	2,303 (0,255)
		Q4	-1,423 (0,432)	-1,282 (0,567)
Test de suridentification ⁽¹⁾				
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1,379 ⁽³⁾	1,354 ⁽³⁾
Nombre d'observations			29456	29457

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 10c. Effets du CICE sur la masse salariale des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2016**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD
Coefficients	2013	Q2	-1,141 (0,729)	-1,309 (0,685)
		Q3	2,586 (0,212)	3,571* (0,098)
		Q4	0,272 (0,942)	-0,484 (0,893)
	2014-2016	Q2	2,457 (0,291)	3,259 (0,159)
		Q3	-2,623 (0,391)	-2,688 (0,377)
		Q4	23,670** (0,012)	23,359*** (0,010)
Elasticités	2013	Q2	-0,856	-0,983
		Q3	1,306	1,803
		Q4	0,082	-0,147
	2014-2016	Q2	3,871	5,134
		Q3	-3,747	-3,840
		Q4	14,697	14,504
Test de falsification	2012	Q2	2,127 (0,215)	2,960* (0,076)
		Q3	2,054 (0,329)	2,303 (0,255)
		Q4	-1,423 (0,432)	-1,282 (0,567)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,302	0,281
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1,329 ⁽³⁾	1,299 ⁽³⁾
Nombre d'observations			35359	35359

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Effets sur l'activité

Nos résultats proviennent quasi systématiquement de l'échantillon court, les tests de falsification étant validés dans tous les cas sauf pour la valeur ajoutée.

Suivant les tableaux 11a à 11c, aucun effet du CICE n'est mis en évidence sur l'EBE, le résultat, les dividendes et la productivité du travail, quelle que soient la période et l'échantillon considérés.

En revanche, le CICE aurait eu un effet positif sur le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et le taux de rentabilité économique dans les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires en 2014, 2014-2015 et 2014-2016. En outre, le CICE aurait affecté positivement le taux de marge dans les groupes fiscaux les plus exposés en 2013, 2014, 2014-2015 et 2014-2016.

Pour les groupes fiscaux, seul l'effet négatif du CICE sur l'investissement en 2013 semble subsister, les effets positifs observés au niveau agrégé en Q2 pour les périodes 2014, 2014-2015 et 2014-2016 ne sont ici pas significatifs.

Tableau 11a. Effets du CICE sur l'activité des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2014**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco	Productivité ⁽⁴⁾	
Echantillon			2009-16	2004-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	
Méthode			DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	
Coefficients	2013	Q2	2,987 (0,720)	0.156 (0.963)	-1.1e+03 ⁽⁵⁾ (0.717)	-1,1e+04* ⁽⁵⁾ (0,083)	1936,954 ⁽⁵⁾ (0,626)	-3,513 (0,784)	0,041*** ⁽⁶⁾ (0,010)	0,014 ⁽⁶⁾ (0,497)	2,682 ⁽⁷⁾ (0,626)	
		Q3	12,592** (0,023)	-1.506 (0.668)	-1.3e+03 (0.592)	-7,4e+03 (0,159)	2155,139 (0,506)	-8,767 (0,601)	0,000 (1,000)	-0,054* (0,088)	-2,329 (0,615)	
		Q4	-4,476 (0,559)	-0.342 (0.924)	-639.528 (0.695)	-7,8e+03* (0,082)	1762,950 (0,419)	-78,696** (0,032)	0,083*** (0,000)	0,057* (0,095)	7,117* (0,095)	
	2014	Q2	7,896* (0,074)	0.088 (0.979)	-919.689 (0.766)	-1,3e+04 (0,202)	-8,0e+03 (0,435)	32,216* (0,097)	0,004 (0,879)	0,015 (0,207)	5,085 (0,763)	
		Q3	-6,054 (0,158)	-3.368 (0.401)	1129.703 (0.621)	-1,2e+04 (0,161)	-4,7e+03 (0,528)	-2,395 (0,864)	0,015 (0,590)	0,006 (0,711)	5,692 (0,586)	
		Q4	35,076*** (0,000)	19.216** (0.030)	-703.346 (0.707)	-9,7e+03 (0,174)	-3,4e+03 (0,538)	36,825 (0,337)	0,171** (0,030)	0,043*** (0,004)	3,755 (0,792)	
	Elasticités	2013	Q2	2,243	0,118				-2,638		0,010	
			Q3	6,358	-0,731				-4,426		-0,027	
			Q4	-1,355	-0,110				-23,826		0,017	
2014		Q2	7,668	0,094				31,285		0,014		
		Q3	-4,057	-2,407				-1,605		0,004		
		Q4	14,741	8,885				15,476		0,018		
Test de falsification	2012	Q2	1,920 (0,221)	1,671 (0,611)	1060,243 (0,407)	1,3e+04* (0,098)	2318,701 (0,392)	-0,937 (0,922)	-0,003 (0,773)	-0,008 (0,396)	-9,100 (0,201)	
		Q3	0,999 (0,539)	-1,827 (0,625)	1333,119 (0,180)	1,0e+04 (0,168)	3680,327* (0,062)	-2,043 (0,834)	0,017 (0,133)	0,002 (0,799)	-7,841 (0,228)	
		Q4	1,114 (0,474)	0,265 (0,917)	998,028 (0,226)	8435,145 (0,192)	2321,893 (0,155)	-9,611 (0,558)	0,019 (0,151)	-0,006 (0,644)	-3,579 (0,582)	
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,017		0,872	0,472	0,867	0,071	0,284	0,590	0,308	
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1,312 ⁽³⁾	1,299 ⁽³⁾	15,725 ⁽³⁾	15,725 ⁽³⁾	15,725 ⁽³⁾	4,502 ⁽³⁾	1,701 ⁽³⁾	1,329 ⁽³⁾	2,328 ⁽³⁾	
Nombre d'observations			23539	20743	23542	23542	23542	22002	23542	23019	23542	

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 11b. Effets du CICE sur l'activité des **groupes fiscaux** sur la période **2013-2015**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2009-16	2004-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	1.418 (0.866)	2.322 (0.546)	-343.189 ⁽⁵⁾ (0.910)	-6.3e+03 ⁽⁵⁾ (0.307)	1587.718 ⁽⁵⁾ (0.691)	-11.680 (0.388)	0.040**⁽⁶⁾ (0.015)	0.021 ⁽⁶⁾ (0.391)	1.704 ⁽⁷⁾ (0.691)
		Q3	10.237* (0.054)	-0.932 (0.818)	-426.753 (0.866)	-2.6e+03 (0.623)	1266.286 (0.701)	-11.713 (0.489)	-0.005 (0.844)	-0.056* (0.099)	-3.310 (0.392)
		Q4	-3.634 (0.630)	-0.124 (0.975)	217.530 (0.896)	-2.8e+03 (0.537)	1171.066 (0.596)	-82.687** (0.028)	0.083*** (0.001)	0.081** (0.039)	6.179 (0.133)
	2014-2015	Q2	5.529 (0.189)	1.604 (0.664)	140.248 (0.965)	-6.9e+03 (0.511)	-7.8e+03 (0.439)	29.745 (0.103)	-0.000 (0.993)	0.017* (0.084)	4.006 (0.790)
		Q3	-8.729** (0.039)	-4.539 (0.357)	2484.127 (0.311)	-5.2e+03 (0.564)	-5.8e+03 (0.449)	-4.028 (0.772)	0.001 (0.957)	0.012 (0.417)	3.675 (0.668)
		Q4	32.695*** (0.000)	18.841* (0.056)	486.072 (0.809)	-2.5e+03 (0.730)	-3.9e+03 (0.497)	27.850 (0.373)	0.180** (0.028)	0.068*** (0.000)	6.294 (0.588)
Elasticités	2013	Q2	1,064	1,755				-8,769		0,016	
		Q3	5,169	-0,452				-5,914		-0,028	
		Q4	-1,100	-0,040				-25,034		0,025	
	2014-2015	Q2	7,861	3,300				42,296		0,024	
		Q3	-11,807	-7,809				-5,449		0,016	
		Q4	16,726	10,256				14,248		0,035	
Test de falsification	2012	Q2	1.920 (0.221)	1.671 (0.611)	1060.243 (0.407)	1.3e+04* (0.098)	2318.701 (0.392)	-0.937 (0.922)	-0.003 (0.773)	-0.008 (0.396)	-9.100 (0.201)
		Q3	0.999 (0.539)	-1.827 (0.625)	1333.119 (0.180)	1.0e+04 (0.168)	3680.327* (0.062)	-2.043 (0.834)	0.017 (0.133)	0.002 (0.799)	-7.841 (0.228)
		Q4	1.114 (0.474)	0.265 (0.917)	998.028 (0.226)	8435.145 (0.192)	2321.893 (0.155)	-9.611 (0.558)	0.019 (0.151)	-0.006 (0.644)	-3.579 (0.582)
Test de suridentification ⁽¹⁾				0,311							
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1.184 ⁽³⁾	0.973 ⁽³⁾	15.490 ⁽³⁾	15.490 ⁽³⁾	15.490 ⁽³⁾	2.957 ⁽³⁾	1.397 ⁽³⁾	2.566 ⁽³⁾	1.718 ⁽³⁾
Nombre d'observations			29427	23051	29430	29430	29430	27416	29430	28773	29430

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 11c. Effets du CICE sur l'activité des groupes fiscaux sur la période 2013-2016.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2009-16	2004-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16	2009-16
Méthode			DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD	DD
Coefficients	2013	Q2	2,711 (0,750)	3,283 (0,394)	-243,082 ⁽⁵⁾ (0,935)	-8,3e+03 ⁽⁵⁾ (0,163)	1705,197 ⁽⁵⁾ (0,674)	-14,397 (0,340)	0,049***⁽⁶⁾ (0,005)	0,027 ⁽⁶⁾ (0,342)	1,889 ⁽⁷⁾ (0,606)
		Q3	11,681** (0,032)	-0,731 (0,848)	-260,645 (0,917)	-5,1e+03 (0,313)	1233,535 (0,711)	-11,860 (0,490)	0,002 (0,931)	-0,059 (0,101)	-3,430 (0,340)
		Q4	-1,396 (0,852)	0,001 (1,000)	344,838 (0,833)	-5,6e+03 (0,184)	1176,341 (0,597)	-82,488** (0,027)	0,080*** (0,001)	0,082* (0,051)	4,536 (0,263)
	2014-2016	Q2	7,683* (0,079)	2,687 (0,469)	236,878 (0,939)	-1,0e+04 (0,325)	-7,6e+03 (0,437)	30,097* (0,066)	0,010 (0,689)	0,018** (0,038)	4,053 (0,776)
		Q3	-5,158 (0,310)	-4,132 (0,383)	2631,732 (0,270)	-8,8e+03 (0,311)	-5,7e+03 (0,455)	-3,086 (0,824)	0,004 (0,866)	0,013 (0,307)	2,730 (0,708)
		Q4	34,864*** (0,000)	18,970** (0,041)	622,278 (0,749)	-6,7e+03 (0,348)	-4,1e+03 (0,474)	24,550 (0,440)	0,176** (0,038)	0,064*** (0,000)	4,320 (0,671)
Elasticités	2013	Q2	2,036	2,481				-10,809		0,020	
		Q3	5,898	-0,355				-5,988		-0,030	
		Q4	-0,423	0,000				-24,974		0,025	
	2014-2016	Q2	12,101	5,534				47,406		0,029	
		Q3	-7,368	-7,685				-4,409		0,018	
		Q4	21,648	12,755				15,243		0,040	
Test de falsification	2012	Q2	1,920 (0,221)	1,671 (0,611)	1060,243 (0,407)	1,3e+04* (0,098)	2318,701 (0,392)	-0,937 (0,922)	-0,003 (0,773)	-0,008 (0,396)	-9,100 (0,201)
		Q3	0,999 (0,539)	-1,827 (0,625)	1333,119 (0,180)	1,0e+04 (0,168)	3680,327* (0,062)	-2,043 (0,834)	0,017 (0,133)	0,002 (0,799)	-7,841 (0,228)
		Q4	1,114 (0,474)	0,265 (0,917)	998,028 (0,226)	8435,145 (0,192)	2321,893 (0,155)	-9,611 (0,558)	0,019 (0,151)	-0,006 (0,644)	-3,579 (0,582)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,022	0,263	0,870	0,575	0,937	0,153	0,379	0,346	0,348
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1.050 ⁽³⁾	0.820 ⁽³⁾	15,597 ⁽³⁾	15.597 ⁽³⁾	15,597 ⁽³⁾	2,750 ⁽³⁾	1,319 ⁽³⁾	2,121 ⁽³⁾	1,474 ⁽³⁾
Nombre d'observations			35318	25356	35323	35323	35323	32828	35323	34533	35323

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfi) et PERIM (Dgfi).

Champ : échantillon composé de 5 900 groupes fiscaux pérennes comprenant 14 300 entreprises de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Les résultats pour les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal

Effets sur l'emploi

On s'intéresse d'abord à l'effet du CICE sur l'emploi dans les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal (tableaux 12a, 12b et 12c).

Nos tableaux montrent que le CICE aurait bien eu un effet sur l'emploi moyen dans les entreprises les plus bénéficiaires n'appartenant pas à un groupe fiscal en 2014, 2014-2015 et 2014-2016⁶. On trouve également un effet sur l'emploi moyen en 2013 pour la seule source DADS et uniquement sur la période 2013-2014.

Cependant, les tests de falsification passent uniquement pour les effectifs moyens en double différence sur l'échantillon court pour les DADS, et sur l'échantillon long pour BRC. On constate des élasticités de l'emploi au CICE pour les effectifs moyens DADS sensiblement plus fortes que pour la source BRC. Une explication proviendrait du fait que l'élasticité emploi du CICE pour BRC est calculée à partir de l'échantillon long, constitué d'entreprises de taille plus importante en moyenne que l'échantillon court.

Pour les effectifs DADS en équivalent temps complet (dont l'évolution est mesurée entre deux validités ou sur une même validité), les estimations n'apparaissent pas satisfaisantes, les tests de falsification ne passant pas, même en triple différence sur l'échantillon long.

Les résultats obtenus suggèrent donc que, parmi les entreprises n'appartenant à un groupe fiscal, seules les plus bénéficiaires du CICE ont créé ou sauvegardé des emplois. Pour calculer le nombre d'emplois créés ou sauvegardés, nous allons retenir l'élasticité de l'emploi au CICE obtenue pour l'emploi moyen DADS, seule source pour laquelle les résultats proviennent d'une estimation sur l'échantillon court, le plus proche des effets attendus du CICE pour l'ensemble des entreprises.

Compte tenu du fait que les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal emploient la moitié des effectifs salariés, le nombre d'emplois créés ou sauvegardés correspond alors à :

Nombre d'emploi $(14\,000\,000 / 2) \times \text{variation du taux de CICE (2\%)} \times \text{proportion des effectifs salariés dans le dernier quartile (18,8\%⁷)} \times \text{l'élasticité}$.

Soit sur l'échantillon :

- 2013-2014 $26\,320 \times 2,966 = 78\,066$
- 2013-2014-15 $26\,320 \times 2,790 = 73\,433$
- 2013-2014-16 $26\,320 \times 2,277 = 59\,930$

On constate donc que les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal contribuent à plus des deux tiers des emplois créés ou sauvegardés au niveau agrégé (entreprises et groupes fiscaux).

⁶ Les tests de Hansen semblent montrer que nos instruments sont valides dans trois cas sur les quatre, donc à l'exception des effectifs ETP DADS sur une même validité.

⁷ Notons que dans l'échantillon constitué uniquement d'entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal le quatrième quartile compte une plus forte proportion d'emploi (18,8%) que dans le cas de l'échantillon comprenant également les groupes fiscaux (12,5%).

Le tiers restant, soit 39 000 emplois, peut en partie être imputable aux groupes fiscaux, même si les coefficients de l'équation ne sont pas significativement différents de 0 à 5%.

Tableau 12a. Effets du CICE sur l'emploi des **entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal** sur la période **2013-2014**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2004-16	2009-16	2004-16	2004-16
Méthode			DD	DD	TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,217 (0,596)	-0,262 (0,545)	-1,091** (0,033)	-0.559 (0.258)
		Q3	0,411 (0,418)	0,084 (0,882)	-1,621*** (0,002)	-0.978* (0.089)
		Q4	-0,060 (0,861)	1,049** (0,019)	-2,913*** (0,000)	-1.371*** (0.000)
	2014	Q2	-0,260 (0,705)	1,321* (0,098)	-0,858 (0,279)	0.986 (0.246)
		Q3	0,450 (0,598)	-0,426 (0,776)	-0,872 (0,319)	0.510 (0.596)
		Q4	1,650** (0,040)	4,763*** (0,001)	-2,845*** (0,001)	-0.042 (0.960)
Elasticités	2013	Q2	-0,174	-0,199	-0,873	-0,447
		Q3	0,227	0,044	-0,895	-0,540
		Q4	-0,026	0,444	-1,256	-0,591
	2014	Q2	-0,341	1,631	-1,124	1,292
		Q3	0,407	-0,370	-0,790	0,462
		Q4	1,045	2,966	-1,801	-0,027
Test de falsification	2012	Q2	-0,134 (0,712)	0,399 (0,316)	-0,439 (0,211)	0.168 (0.667)
		Q3	-0,004 (0,993)	0,418 (0,475)	-1,494*** (0,000)	-1.611*** (0.006)
		Q4	0,588* (0,057)	0,647 (0,145)	-1,699*** (0,000)	-0.297 (0.343)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,923	0,185	0,048	0,164
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			14,036 ⁽³⁾	14,315 ⁽³⁾	19,152 ⁽³⁾	17,648 ⁽³⁾
Nombre d'observations			675066	469772	659812	674951

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2009-2016 (respectivement 2004-2016) et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 12b. Effets du CICE sur l'emploi des **entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal** sur la période **2013-2015**.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2004-16	2009-16	2004-16	2004-16
Méthode			DD	DD	TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,256 (0,538)	-0,300 (0,489)	-0,989** (0,047)	-0,680 (0,158)
		Q3	0,059 (0,906)	-0,175 (0,757)	-1,514*** (0,003)	-0,958* (0,074)
		Q4	-0,099 (0,771)	0,795* (0,072)	-2,584*** (0,000)	-1,360*** (0,000)
	2014-2015	Q2	-0,374 (0,586)	1,287 (0,104)	-0,826 (0,264)	0,711 (0,394)
		Q3	-0,064 (0,940)	-0,728 (0,636)	-0,820 (0,313)	0,489 (0,583)
		Q4	1,774** (0,025)	4,481*** (0,002)	-2,312*** (0,002)	0,011 (0,989)
	Elasticités	2013	Q2	-0,205	-0,228	-0,792
Q3			0,033	-0,093	-0,836	-0,529
Q4			-0,043	0,336	-1,114	-0,587
2014-2015		Q2	-0,705	2,172	-1,557	1,340
		Q3	-0,087	-1,045	-1,122	0,670
		Q4	1,715	2,790	-2,235	0,010
Test de falsification	2012	Q2	-0,134 (0,712)	0,399 (0,316)	-0,439 (0,211)	0,168 (0,667)
		Q3	-0,004 (0,993)	0,418 (0,475)	-1,494*** (0,000)	-1,611*** (0,006)
		Q4	0,588* (0,057)	0,647 (0,145)	-1,699*** (0,000)	-0,297 (0,343)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,897	0,210	0,063	0,222
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			13,823 ⁽³⁾	13,273 ⁽³⁾	20,372 ⁽³⁾	19,046 ⁽³⁾
Nombre d'observations			750051	587144	733438	749758

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2009-2016 (respectivement 2004-2016) et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 12c. Effets du CICE sur l'emploi des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal sur la période 2013-2016.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Echantillon			2004-16	2009-16	2004-16	2004-16
Méthode			DD	DD	TD	TD
Coefficients	2013	Q2	-0,299 (0,471)	-0,579 (0,182)	-0,832 (0,102)	-0,682 (0,155)
		Q3	-0,014 (0,978)	-0,617 (0,276)	-1,557*** (0,003)	-0,978* (0,057)
		Q4	-0,202 (0,552)	0,168 (0,703)	-2,303*** (0,000)	-1,358*** (0,000)
	2014-2016	Q2	-0,432 (0,528)	0,957 (0,224)	-0,617 (0,386)	0,658 (0,421)
		Q3	-0,153 (0,858)	-1,260 (0,416)	-0,886 (0,262)	0,506 (0,564)
		Q4	1,653** (0,033)	3,657*** (0,008)	-1,843*** (0,008)	-0,049 (0,945)
Elasticités	2013	Q2	-0,240	-0,440	-0,666	-0,546
		Q3	-0,008	-0,326	-0,860	-0,540
		Q4	-0,087	0,071	-0,993	-0,586
	2014-2016	Q2	-0,734	1,483	-1,049	1,119
		Q3	-0,200	-1,705	-1,161	0,663
		Q4	1,456	2,277	-1,623	-0,043
Test de falsification	2012	Q2	-0,134 (0,712)	0,399 (0,316)	-0,439 (0,211)	0,168 (0,667)
		Q3	-0,004 (0,993)	0,418 (0,475)	-1,494*** (0,000)	-1,611*** (0,006)
		Q4	0,588* (0,057)	0,647 (0,145)	-1,699*** (0,000)	-0,297 (0,343)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,000	0,000	0,078	0,239
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			. ⁽³⁾	12,946 ⁽³⁾	8,072 ⁽³⁾	7,072 ⁽³⁾
Nombre d'observations			824997	704394	806920	824468

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 117 444 (respectivement 75 006) entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2009-2016 (respectivement 2004-2016) et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Effets sur la masse salariale

Les tableaux 13a à 13c indiquent un effet positif du CICE sur la masse salariale, en particulier dans les entreprises les plus fortement bénéficiaires de la mesure.

Toutefois, les tests de falsification sont systématiquement rejetés que ce soit en double différence (échantillons court et long) ou encore en triple différence (échantillon long).

Les résultats auxquels nous parvenons pour la masse salariale sont par conséquent à considérer avec précaution, même s'ils sont compatibles avec les effets emploi positifs du CICE obtenus pour les entreprises les plus fortement bénéficiaires n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Tableau 13a. Effets du CICE sur la masse salariale des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal sur la période 2013-2014.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	1,625*** (0,000)	1,144** (0,017)
		Q3	1,369*** (0,004)	1,286*** (0,009)
		Q4	2,285*** (0,000)	2,183*** (0,000)
	2014	Q2	0,652 (0,361)	0,885 (0,279)
		Q3	1,325* (0,086)	1,692* (0,051)
		Q4	3,734*** (0,000)	3,133*** (0,000)
Elasticités	2013	Q2	1,301	0,916
		Q3	0,757	0,710
		Q4	0,986	0,942
	2014	Q2	0,854	1,159
		Q3	1,200	1,532
		Q4	2,364	1,983
Test de falsification	2012	Q2	2,056*** (0,000)	2,132*** (0,000)
		Q3	1,665*** (0,000)	1,545*** (0,004)
		Q4	3,449*** (0,000)	3,938*** (0,000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,020	0,059
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			21,962 ⁽³⁾	22,150 ⁽³⁾
Nombre d'observations			674771	675057

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 13b. Effets du CICE sur la masse salariale des **entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal** sur la période **2013-2015**.

ur la période 2013-2015.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	1,420*** (0,002)	0,988** (0,038)
		Q3	1,162** (0,012)	1,158** (0,015)
		Q4	1,811*** (0,000)	1,806*** (0,000)
	2014-2015	Q2	0,329 (0,641)	0,640 (0,430)
		Q3	1,088 (0,134)	1,561* (0,055)
		Q4	3,043*** (0,000)	2,579*** (0,001)
Elasticités	2013	Q2	1,137	0,791
		Q3	0,642	0,640
		Q4	0,781	0,779
	2014-2015	Q2	0,621	1,205
		Q3	1,490	2,137
		Q4	2,943	2,493
Test de falsification	2012	Q2	2,056*** (0,000)	2,132*** (0,000)
		Q3	1,665*** (0,000)	1,545*** (0,004)
		Q4	3,449*** (0,000)	3,938*** (0,000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,048	0,176
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			22,320 ⁽³⁾	22,520 ⁽³⁾
Nombre d'observations			749755	750035

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 13c. Effets du CICE sur la masse salariale des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal sur la période 2013-2016.

Variable de résultat			BRC moy v	DADS moy v
Echantillon			2009-16	2009-16
Méthode			TD	TD
Coefficients	2013	Q2	1,345*** (0,004)	0,930* (0,058)
		Q3	1,039** (0,026)	1,074** (0,023)
		Q4	1,439*** (0,000)	1,467*** (0,000)
	2014-2016	Q2	0,215 (0,759)	0,566 (0,479)
		Q3	0,813 (0,250)	1,331* (0,094)
		Q4	2,648*** (0,000)	2,225*** (0,002)
Elasticités	2013	Q2	1,077	0,744
		Q3	0,574	0,594
		Q4	0,621	0,633
	2014-2016	Q2	0,366	0,962
		Q3	1,065	1,743
		Q4	2,332	1,960
Test de falsification	2012	Q2	2,056*** (0,000)	2,132*** (0,000)
		Q3	1,665*** (0,000)	1,545*** (0,004)
		Q4	3,449*** (0,000)	3,938*** (0,000)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,074	0,198
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			10,234 ⁽³⁾	10,367 ⁽³⁾
Nombre d'observations			824705	824955

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2010-2011). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Effets sur l'activité

Les tableaux 14a à 14c suggèrent que le CICE aurait eu un effet positif sur le CA et la VA dans les entreprises les plus bénéficiaires en 2013 et en 2014 uniquement pour la VA. Cependant, ces résultats proviennent d'estimations sur l'échantillon long en triple différence où les tests de falsification sont rejetés. De la même manière, il nous est difficile de conclure quant à un effet du CICE sur l'EBE et la rentabilité économique.

En revanche, les tests de falsification passent pour le résultat, les dividendes, la productivité, le taux de marge et l'investissement.

Ainsi, on ne parvient pas à détecter un effet du CICE sur le résultat des entreprises. Toutefois, dans les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal et issues du troisième quartile, le CICE aurait impacté positivement les dividendes (en 2013), le taux de marge (en 2014, 2014-2015 et 2014-2016) et la productivité (en 2013, 2014, 2014-2015 et 2014-2016).

Enfin, l'investissement des entreprises les plus bénéficiaires du CICE seraient négativement affecté par le CICE en 2013. En revanche, les effets positifs observés pour l'ensemble des entreprises et groupes fiscaux en 2014, 2014-2015 et 2014-2016 ne sont pas ici décelés.

Tableau 14a. Effets du CICE sur l'activité des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal sur la période 2013-2014.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾	
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16	
Méthode			TD	TD	TD	DD	DD	DD	TD	TD	DD	
Coefficients	2013	Q2	1,501* (0,064)	1,148 (0,255)	34,474 ⁽⁵⁾ (0,157)	-19,125 ⁽⁵⁾ (0,540)	33,047* ⁽⁵⁾ (0,082)	24,431 (0,140)	0,004 ⁽⁶⁾ (0,502)	-0,026* ⁽⁶⁾ (0,077)	1,936* ⁽⁷⁾ (0,053)	
		Q3	0,765 (0,336)	0,491 (0,592)	63,155** (0,023)	45,542 (0,226)	82,123*** (0,004)	23,235* (0,061)	0,013** (0,045)	0,002 (0,908)	2,151** (0,022)	
		Q4	1,994*** (0,005)	2,483*** (0,000)	6,935 (0,554)	-16,671 (0,294)	12,878 (0,200)	-23,558* (0,059)	0,005 (0,180)	-0,026** (0,015)	1,499 (0,230)	
	2014	Q2	-0,652 (0,714)	-1,491 (0,278)	-30,982 (0,472)	-8,270 (0,884)	22,831 (0,532)	34,038 (0,113)	0,017* (0,058)	-0,041* (0,095)	-0,218 (0,928)	
		Q3	0,125 (0,934)	0,754 (0,547)	132,238* (0,065)	66,767 (0,430)	14,543 (0,775)	-16,618 (0,518)	0,027*** (0,001)	0,013 (0,637)	3,848** (0,017)	
		Q4	2,135 (0,181)	2,742** (0,038)	-85,728 (0,177)	-46,915 (0,474)	-2,779 (0,947)	25,212 (0,452)	0,015* (0,058)	-0,039 (0,154)	-0,567 (0,797)	
	Elasticités	2013	Q2	1,201	0,919				18,545		-0,021	
			Q3	0,423	0,271				12,277		0,001	
			Q4	0,860	1,071				-9,975		-0,011	
2014		Q2	-0,854	-1,954				42,035		-0,053		
		Q3	0,113	0,683				-14,429		0,012		
		Q4	1,352	1,735				15,701		-0,025		
Test de falsification	2012	Q2	1,297 (0,184)	0,716 (0,351)	51,197** (0,020)	16,226 (0,543)	-16,422 (0,500)	0,574 (0,942)	0,013* (0,065)	-0,031** (0,029)	0,596 (0,428)	
		Q3	3,149*** (0,001)	2,359*** (0,000)	99,898*** (0,001)	28,370 (0,326)	14,087 (0,573)	-1,132 (0,908)	0,007 (0,211)	-0,009 (0,563)	0,428 (0,577)	
		Q4	2,901*** (0,001)	2,735*** (0,000)	26,257** (0,028)	14,253 (0,346)	-0,337 (0,982)	-8,558 (0,242)	0,002 (0,565)	-0,034*** (0,003)	-0,338 (0,611)	
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,164	0,051	0,118	0,806	0,306	0,249	0,000	0,758	0,001	
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			12.439 ⁽³⁾	18.641 ⁽³⁾	45,182 ⁽³⁾	36,298 ⁽³⁾	19,203 ⁽³⁾	5,348 ⁽³⁾	18.703 ⁽³⁾	13,807 ⁽³⁾	13,829 ⁽³⁾	
Nombre d'observations			674987	674838	375022	664941	469669	386553	675022	505027	469669	

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 14b. Effets du CICE sur l'activité des **entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal** sur la période **2013-2015**.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16
Méthode			TD	TD	TD	DD	DD	DD	TD	TD	DD
Coefficients	2013	Q2	1,601** (0,044)	1,134 (0,233)	29,501 (0,202)	-15,999 (0,609)	35,149* (0,054)	21,062 (0,215)	0,004 ⁽⁶⁾ (0,556)	0,023 ⁽⁶⁾ (0,641)	2,282**⁽⁷⁾ (0,022)
		Q3	0,960 (0,206)	0,029 (0,974)	45,627* (0,086)	52,886 (0,168)	85,255*** (0,002)	19,051 (0,119)	0,009 (0,157)	0,006 (0,677)	3,466*** (0,000)
		Q4	1,831** (0,010)	2,193*** (0,000)	12,606 (0,215)	-12,811 (0,414)	15,908* (0,095)	-27,709** (0,025)	0,003 (0,415)	-0,004 (0,829)	1,835 (0,138)
	2014-2015	Q2	-0,573 (0,737)	-1,464 (0,263)	-36,270 (0,352)	-0,929 (0,987)	26,528 (0,459)	28,427 (0,204)	0,017* (0,059)	0,000 (0,997)	0,079 (0,974)
		Q3	0,466 (0,742)	0,010 (0,993)	85,213 (0,159)	77,985 (0,366)	18,904 (0,706)	-21,823 (0,422)	0,020*** (0,009)	0,030 (0,218)	5,762*** (0,000)
		Q4	1,935 (0,187)	2,650** (0,020)	-56,457 (0,220)	-43,918 (0,488)	0,980 (0,979)	22,129 (0,508)	0,014* (0,050)	-0,016 (0,530)	-0,936 (0,663)
Elasticités	2013	Q2	1,282	0,907				15,988		0,018	
		Q3	0,531	0,016				10,066		0,003	
		Q4	0,790	0,946				-11,733		-0,002	
	2014-2015	Q2	-1,080	-2,759				47,998		0,000	
		Q3	0,638	0,013				-31,336		0,042	
		Q4	1,871	2,562				20,927		-0,016	
Test de falsification	2012	Q2	1,297 (0,184)	0,716 (0,351)	51,197** (0,020)	16,226 (0,543)	-16,422 (0,500)	0,574 (0,942)	0,013* (0,065)	-0,031** (0,029)	0,596 (0,428)
		Q3	3,149*** (0,001)	2,359*** (0,000)	99,898*** (0,001)	28,370 (0,326)	14,087 (0,573)	-1,132 (0,908)	0,007 (0,211)	-0,009 (0,563)	0,428 (0,577)
		Q4	2,901*** (0,001)	2,735*** (0,000)	26,257** (0,028)	14,253 (0,346)	-0,337 (0,982)	-8,558 (0,242)	0,002 (0,565)	-0,034*** (0,003)	-0,338 (0,611)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,472	0,368	0,178	0,731	0,347	0,339	0,000	0,706	0,001
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			13,336 ⁽³⁾	19,449 ⁽³⁾	45,804 ⁽³⁾	39,581 ⁽³⁾	24,226 ⁽³⁾	5,473 ⁽³⁾	19,540 ⁽³⁾	11,649 ⁽³⁾	12,990 ⁽³⁾
Nombre d'observations			749838	749520	449902	739821	586864	479685	749902	577682	586864

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 14c. Effets du CICE sur l'activité des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal sur la période 2013-2016.

Variable de résultat			CA	VA	EBE ⁽⁴⁾	Résultat ⁽⁴⁾	Dividendes ⁽⁴⁾	Inv corp.	Taux de marge ⁽⁴⁾	Taux de rentabilité éco ⁽⁴⁾	Productivité ⁽⁴⁾
Echantillon			2004-16	2004-16	2004-16	2004-16	2009-16	2009-16	2004-16	2004-16	2009-16
Méthode			TD	TD	TD	DD	DD	DD	TD	TD	DD
Coefficients	2013	Q2	1,429* (0,061)	1,452 (0,132)	32,781 ⁽⁵⁾ (0,155)	-14,122 ⁽⁵⁾ (0,651)	33,785* ⁽⁵⁾ (0,062)	21,040 (0,218)	0,004 ⁽⁶⁾ (0,557)	0.014 ⁽⁶⁾ (0.721)	2.278**⁽⁷⁾ (0.022)
		Q3	0,762 (0,297)	0,081 (0,927)	44,888* (0,094)	54,544 (0,155)	83,949*** (0,003)	17,481 (0,156)	0,005 (0,386)	0.002 (0.896)	3.531*** (0.000)
		Q4	1,649** (0,016)	2,226*** (0,000)	17,066 (0,121)	-8,541 (0,592)	13,776 (0,148)	-29,549** (0,019)	0,003 (0,454)	-0.015 (0.359)	1.775 (0.150)
	2014-2016	Q2	-0,810 (0,633)	-1,211 (0,340)	-30,998 (0,419)	2,151 (0,970)	24,426 (0,491)	25,612 (0,247)	0,016* (0,061)	-0.007 (0.773)	-0.073 (0.976)
		Q3	0,159 (0,911)	-0,312 (0,788)	78,563 (0,148)	79,759 (0,356)	16,767 (0,734)	-26,205 (0,343)	0,014* (0,073)	0.023 (0.233)	6.103*** (0.000)
		Q4	1,858 (0,173)	2,639** (0,015)	-42,436 (0,250)	-36,925 (0,550)	-1,994 (0,955)	19,997 (0,532)	0,015** (0,044)	-0.025 (0.174)	-1.278 (0.544)
Elasticités	2013	Q2	1,144	1,162				15,971		0,011	
		Q3	0,421	0,045				9,237		0,001	
		Q4	0,712	0,960				-12,512		-0,007	
	2014-2016	Q2	-1,377	-2,059				39,687		-0,012	
		Q3	0,208	-0,408				-35,462		0,030	
		Q4	1,637	2,324				17,250		-0,022	
Test de falsification	2012	Q2	1,297 (0,184)	0,716 (0,351)	51,197** (0,020)	16,226 (0,543)	-16,422 (0,500)	0,574 (0,942)	0,013* (0,065)	-0.031** (0.029)	0.596 (0.428)
		Q3	3,149*** (0,001)	2,359*** (0,000)	99,898*** (0,001)	28,370 (0,326)	14,087 (0,573)	-1,132 (0,908)	0,007 (0,211)	-0.009 (0.563)	0.428 (0.577)
		Q4	2,901*** (0,001)	2,735*** (0,000)	26,257** (0,028)	14,253 (0,346)	-0,337 (0,982)	-8,558 (0,242)	0,002 (0,565)	-0.034*** (0.003)	-0.338 (0.611)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,464	0,666	0,254	0,000	0,000	0,000	0,000	0,598	0,000
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			5.137 ⁽³⁾	8.449 ⁽³⁾	68,511 ⁽³⁾	60,306 ⁽³⁾	. ⁽³⁾	5,230 ⁽³⁾	8,473 ⁽³⁾	5,286 ⁽³⁾	. ⁽³⁾
Nombre d'observations			824512	823887	524643	814562	703804	572074	824643	649972	703804

Sources : BRC (Acoss), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé 75 006 entreprises pérennes de 5 salariés présentes sur la période 2004-2016 et n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0 : (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. (4) Variable dépendante : variation de la variable de résultat. (5) En K€ de la variable de résultat par point de CICE supplémentaire. (6) En points de pourcentage par point de CICE supplémentaire. (7) En K€ par tête par point de CICE supplémentaire. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%.

***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Les usages différents du CICE suivant le type d'entreprises

Les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal (« indépendantes ») ont utilisé le CICE pour créer ou sauvegarder des emplois salariés. En revanche, on ne parvient pas à des effets significatifs du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux. On ne peut cependant pas exclure que les groupes fiscaux aient créé ou sauvegardé des emplois.

L'impact positif du CICE sur la masse salariale des groupes fiscaux suggère que ces derniers auraient plutôt utilisé le CICE pour augmenter les salaires.

On détecte des effets positifs sur le CA et la VA dans les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires du CICE. En revanche, on ne peut pas conclure (rejet des tests de falsification) pour les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal.

Le CICE n'aurait pas impacté positivement la productivité du travail dans les groupes fiscaux. Cependant, le CICE aurait eu un effet positif sur la valeur ajoutée des groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires. Pour parvenir à une absence d'effet sur la productivité, cela suggère un effet positif sur l'emploi des groupes fiscaux les plus bénéficiaires du CICE.

En revanche, tant dans les groupes fiscaux que dans les entreprises qui n'appartiennent pas à un groupe fiscal, le CICE aurait eu un effet positif sur le taux de marge. Le taux de marge se serait accru sous l'effet du CICE dans les groupes fiscaux du quatrième quartile et dans les entreprises « indépendantes » du troisième quartile.

De même, le résultat comptable n'aurait pas été affecté par le CICE, tant dans les groupes fiscaux que dans les entreprises « indépendantes ».

Enfin, les effets positifs sur l'investissement observés en 2014, 2014-2015 et 2014-2016 pour l'ensemble des entreprises et groupes fiscaux de Q2, ne semble pas subsister tant pour les groupes fiscaux que pour les entreprises « indépendantes ». Comment expliquer de tels résultats divergents ? Une première explication tient dans la désagrégation suivant le type d'entreprise (groupes fiscaux *vs* entreprises indépendantes) pour peu que cette désagrégation contribue plutôt à accroître l'hétérogénéité dans chacun des deux groupes par rapport à celle observée au niveau agrégé. Une explication alternative peut être trouvée dans le faible nombre de groupes fiscaux conduisant potentiellement à des effets peu ou pas significatifs sur l'investissement.

Investigation complémentaire concernant les effets sur l'emploi dans l'industrie et le tertiaire

Dans ce qui suit, l'objectif est d'examiner les effets emploi du CICE dans l'industrie et le tertiaire.

Dans l'industrie, où l'on dénombre 23 389 entreprises ou groupes fiscaux, seuls les effectifs ETP au sein de la même validité fournissent des effets significativement différents de zéro.

Ainsi, le CICE aurait eu un impact positif sur l'emploi, en 2013 pour toutes les entreprises appartenant aux quartiles les plus bénéficiaires (Q3 et Q4) et, en 2014, pour les entreprises appartenant au troisième quartile. En revanche, en considérant des effectifs moyens, nous ne parvenons à aucun effet du CICE sur l'emploi dans l'industrie.

Dans le tertiaire, où l'on dénombre 75 150 entreprises ou groupes fiscaux, les résultats sont nettement plus proches de ceux obtenus sur l'emploi au niveau agrégé.

Ainsi, nous parvenons à des effets significatifs à la fois pour les effectifs moyens et les effectifs en équivalent temps plein quasi-exclusivement pour les entreprises les plus bénéficiaires du CICE en 2014, 2014-2015 et 2014-2016. En outre, les élasticités de l'emploi au CICE sont proches (bien qu'un peu plus faibles) de celles obtenues au niveau agrégé.

Toutefois, les tests de falsifications sont systématiquement rejetés quelle que soit la source envisagée.

Tableau 15a. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans l'industrie, sur la période 2013-2014.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2009-2014			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	-0,034 (0,961)	-0,139 (0,863)	6,823** (0,039)	6,027* (0,075)
		Q3	1,461 (0,206)	1,120 (0,337)	10,807** (0,013)	9,784** (0,024)
		Q4	1,028 (0,307)	0,915 (0,440)	8,521*** (0,008)	6,157* (0,056)
	2014	Q2	1,208 (0,243)	1,838 (0,130)	3,481 (0,229)	5,183* (0,081)
		Q3	1,909 (0,483)	4,140 (0,141)	17,902** (0,049)	17,446* (0,054)
		Q4	3,683 (0,225)	1,521 (0,679)	7,379 (0,200)	3,003 (0,626)
Elasticités	2013	Q2	-0,024	-0,100	4,909	4,336
		Q3	0,739	0,567	5,469	4,952
		Q4	0,347	0,309	2,877	2,079
	2014	Q2	1,268	1,930	3,655	5,441
		Q3	1,448	3,140	13,581	13,235
		Q4	1,867	0,771	3,741	1,523
Test de falsification	2012	Q2	-0,248 (0,866)	0,777 (0,571)	-19,038* (0,072)	-18,563* (0,077)
		Q3	1,220 (0,338)	1,235 (0,411)	-14,801 (0,179)	-14,732 (0,168)
		Q4	0,986 (0,462)	1,864 (0,237)	-6,430 (0,232)	-7,354 (0,170)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,179	0,306	0,169	0,306
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1,882 ⁽³⁾	1,742 ⁽³⁾	1,754 ⁽³⁾	1,743 ⁽³⁾
Nombre d'observations			93159	93158	91550	93071

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 23 289 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 15b. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans l'industrie, sur la période 2013-2015.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2011-2015			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	-0,133 (0,839)	-0,274 (0,713)	6,149* (0,053)	5,460* (0,094)
		Q3	1,166 (0,292)	0,736 (0,505)	9,024** (0,016)	8,113** (0,029)
		Q4	0,553 (0,528)	0,404 (0,691)	6,826** (0,011)	4,488* (0,097)
	2014- 2015	Q2	1,069 (0,263)	1,645 (0,143)	2,888 (0,193)	4,616** (0,046)
		Q3	1,536 (0,569)	3,603 (0,193)	14,156** (0,048)	13,756* (0,056)
		Q4	2,883 (0,304)	0,690 (0,838)	6,429 (0,175)	2,012 (0,696)
Elasticités	2013	Q2	-0,096	-0,197	4,424	3,928
		Q3	0,590	0,372	4,567	4,106
		Q4	0,187	0,136	2,305	1,515
	2014- 2015	Q2	1,122	1,727	3,031	4,846
		Q3	1,166	2,734	10,739	10,436
		Q4	1,462	0,350	3,259	1,020
Test de falsification	2012	Q2	-0,248 (0,866)	0,777 (0,571)	-19,038* (0,072)	-18,563* (0,077)
		Q3	1,220 (0,338)	1,235 (0,411)	-14,801 (0,179)	-14,732 (0,168)
		Q4	0,986 (0,462)	1,864 (0,237)	-6,430 (0,232)	-7,354 (0,170)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,127	0,234	0,089	0,143
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			1.883 ⁽³⁾	1.809 ⁽³⁾	1,774 ⁽³⁾	1,772 ⁽³⁾
Nombre d'observations			116428	116423	114488	116336

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 23 289 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 15c. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans l'**industrie**, sur la période **2013-2016**.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2011-2016			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	-0,219 (0,747)	-0,449 (0,555)	5,584* (0,071)	4,920 (0,120)
		Q3	0,898 (0,433)	0,454 (0,692)	7,940** (0,019)	7,104** (0,037)
		Q4	1,139 (0,346)	0,812 (0,517)	5,848** (0,014)	4,394* (0,084)
	2014- 2016	Q2	0,888 (0,349)	1,317 (0,227)	2,388 (0,199)	3,972** (0,046)
		Q3	0,513 (0,868)	2,606 (0,393)	11,429* (0,060)	10,925* (0,085)
		Q4	4,452 (0,212)	1,842 (0,642)	6,316 (0,133)	3,323 (0,522)
Elasticités	2013	Q2	-0,158	-0,323	4,018	3,540
		Q3	0,454	0,230	4,018	3,595
		Q4	0,385	0,274	1,975	1,484
	2014- 2016	Q2	0,932	1,382	2,506	4,169
		Q3	0,389	1,977	8,671	8,288
		Q4	2,257	0,934	3,202	1,685
Test de falsification	2012	Q2	-0,248 (0,866)	0,777 (0,571)	-19,038* (0,072)	-18,563* (0,077)
		Q3	1,220 (0,338)	1,235 (0,411)	-14,801 (0,179)	-14,732 (0,168)
		Q4	0,986 (0,462)	1,864 (0,237)	-6,430 (0,232)	-7,354 (0,170)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,086	0,233	0,068	0,093
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			2,047 ⁽³⁾	1,936 ⁽³⁾	1,907 ⁽³⁾	1,901 ⁽³⁾
Nombre d'observations			139680	139660	137448	139572

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 23 289 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 16a. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans **le tertiaire**, sur la période **2013-2014**.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2009-2014			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	2,621 (0,311)	2,299 (0,392)	-0,113 (0,944)	0,721 (0,787)
		Q3	2,799 (0,239)	2,568 (0,274)	-0,928 (0,564)	1,130 (0,650)
		Q4	1,288 (0,237)	1,713 (0,124)	0,673 (0,481)	-0,103 (0,931)
	2014	Q2	5,239* (0,080)	6,455** (0,022)	1,230 (0,481)	4,850* (0,097)
		Q3	-0,430 (0,830)	-0,998 (0,655)	-1,567 (0,438)	-2,108 (0,346)
		Q4	5,358** (0,031)	6,819*** (0,005)	5,128*** (0,003)	5,421** (0,030)
Elasticités	2013	Q2	1,886	1,654	-0,081	0,519
		Q3	1,417	1,300	-0,470	0,572
		Q4	0,435	0,578	0,227	-0,035
	2014	Q2	5,500	6,776	1,291	5,092
		Q3	-0,326	-0,757	-1,189	-1,599
		Q4	2,716	3,457	2,600	2,748
Test de falsification	2012	Q2	4,532** (0,042)	5,444** (0,014)	2,742 (0,195)	5,336** (0,043)
		Q3	2,823 (0,137)	2,844 (0,131)	1,205 (0,494)	2,927 (0,200)
		Q4	2,675** (0,036)	2,538* (0,057)	2,386** (0,035)	2,971** (0,037)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,974	0,327	0,006	0,107
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			4.599 ⁽³⁾	5.053 ⁽³⁾	6,246 ⁽³⁾	5,419 ⁽³⁾
Nombre d'observations			300601	300598	293361	300500

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfip) et PERIM (Dgfip).

Champ : échantillon composé de 75 150 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 16b. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans le **tertiaire**, sur la période **2013-2015**.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2011-2015			Emploi moyen BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	2,309 (0,431)	1,802 (0,548)	-0,237 (0,879)	0,708 (0,809)
		Q3	1,907 (0,437)	1,766 (0,465)	-1,163 (0,441)	0,658 (0,794)
		Q4	0,848 (0,465)	1,195 (0,310)	0,417 (0,619)	-0,465 (0,695)
	2014- 2015	Q2	4,164 (0,131)	5,244** (0,041)	1,087 (0,504)	4,234 (0,114)
		Q3	-1,127 (0,565)	-1,606 (0,463)	-1,735 (0,370)	-2,416 (0,251)
		Q4	4,540** (0,044)	5,895*** (0,008)	4,699*** (0,003)	4,627** (0,041)
Elasticités	2013	Q2	1,662	1,297	-0,171	0,509
		Q3	0,965	0,893	-0,588	0,333
		Q4	0,286	0,404	0,141	-0,157
	2014- 2015	Q2	4,372	5,505	1,142	4,444
		Q3	-0,855	-1,218	-1,316	-1,833
		Q4	2,302	2,989	2,383	2,346
Test de falsification	2012	Q2	4,532** (0,042)	5,444** (0,014)	2,742 (0,195)	5,336** (0,043)
		Q3	2,823 (0,137)	2,844 (0,131)	1,205 (0,494)	2,927 (0,200)
		Q4	2,675** (0,036)	2,538* (0,057)	2,386** (0,035)	2,971** (0,037)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,956	0,263	0,005	0,059
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			4,679 ⁽³⁾	4,873 ⁽³⁾	6,012 ⁽³⁾	5,235 ⁽³⁾
Nombre d'observations			375737	375725	367004	375613

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 75 150 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 16c. Effets du CICE sur l'emploi des groupes fiscaux et des entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal dans **le tertiaire**, sur la période **2013-2016**.

Echantillon 2009-2016 Période d'estimation 2011-2016			BRC moy v	DADS moy v	ETP ENT DADS	ETP ENT DADS v
Coefficients	2013	Q2	2,581 (0,456)	1,919 (0,584)	-0,320 (0,835)	1,152 (0,732)
		Q3	1,523 (0,550)	1,033 (0,682)	-0,895 (0,544)	0,724 (0,779)
		Q4	0,759 (0,564)	0,824 (0,535)	0,374 (0,629)	-0,271 (0,834)
	2014- 2016	Q2	4,105 (0,133)	5,043** (0,049)	0,993 (0,517)	4,409* (0,093)
		Q3	-1,616 (0,457)	-2,529 (0,294)	-1,259 (0,494)	-2,316 (0,294)
		Q4	4,441** (0,046)	5,530** (0,012)	4,556*** (0,002)	4,800** (0,028)
Elasticités	2013	Q2	1,857	1,381	-0,230	0,829
		Q3	0,771	0,523	-0,453	0,367
		Q4	0,256	0,278	0,126	-0,092
	2014- 2016	Q2	4,309	5,294	1,042	4,628
		Q3	-1,226	-1,919	-0,955	-1,757
		Q4	2,251	2,804	2,310	2,433
Test de falsification	2012	Q2	4,532** (0,042)	5,444** (0,014)	2,742 (0,195)	5,336** (0,043)
		Q3	2,823 (0,137)	2,844 (0,131)	1,205 (0,494)	2,927 (0,200)
		Q4	2,675** (0,036)	2,538* (0,057)	2,386** (0,035)	2,971** (0,037)
Test de suridentification ⁽¹⁾			0,000	0,000	0,000	0,000
Test d'instruments faibles ⁽²⁾			3.515 ⁽³⁾	4.089 ⁽³⁾	5,160 ⁽³⁾	4,251 ⁽³⁾
Nombre d'observations			450822	450765	440502	450646

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon composé de 75 150 entreprises ou groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Situation des entreprises employant une large part de salariés rémunérés à un salaire inférieur ou égal à 1,6 Smic

A la demande de France de Stratégie, nous avons examiné si les entreprises ou groupes fiscaux disposant d'une forte proportion de salariés rémunérés en dessous de 1,6 Smic disposaient d'une plus forte élasticité de l'emploi au CICE.

A cet effet, nous avons scindé les entreprises et les groupes fiscaux en quartiles de part de la masse salariale en dessous de 1,6 Smic. Le tableau 17 décrit la distribution jointe des entreprises entre part de la masse salariale inférieure à 2,5 Smic et part de la masse salariale inférieure à 1,6 Smic. Les deux distributions ont une forte intersection commune, en particulier aux deux quartiles extrêmes.

Tableau 17. Distribution des entreprises suivant la part de la masse salariale inférieure à 1,6 Smic et la part de la masse salariale inférieure à 2,5 Smic en 2013.

(Proportion / total) (Proportions / ligne) (Proportions / colonne)		Quartiles	Masse salariale inférieure à 2,5 smic : répartition suivant les quartiles				Total
			1	2	3	4	
Masse salariale inférieure à 1,6 smic : répartition suivant les quartiles	1	19 867	7 004	1 411	2 401	30 683	
		(16,1 %)	(5,7 %)	(1,1 %)	(1,9 %)		
		(64,7 %)	(22,8 %)	(4,6 %)	(7,8 %)		
		(64,6 %)	(22,6 %)	(8,9 %)	(5,2 %)		
	2	8 789	11 963	3 616	6 712	31 080	
		(7,1 %)	(9,7 %)	(2,9 %)	(5,4 %)		
		(28,3 %)	(38,5 %)	(11,6 %)	(21,6 %)		
		(28,6 %)	(38,6 %)	(22,7 %)	(14,7 %)		
	3	2 107	10 272	5 834	12 906	31 119	
		(1,7 %)	(8,3 %)	(4,7 %)	(10,5 %)		
		(6,8 %)	(33 %)	(18,7 %)	(41,5 %)		
		(6,8 %)	(33,1 %)	(36,7 %)	(28,2 %)		
	4	0	1 755	5 040	23 726	30 521	
		(0 %)	(1,4 %)	(4,1 %)	(19,2 %)		
		(0 %)	(5,8 %)	(16,5 %)	(77,7 %)		
		(0 %)	(5,7 %)	(31,7 %)	(51,9 %)		
Total		30 763	30 994	15 901	45 745	123 403	

Sources : BRC (Acos), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfi) et PERIM (Dgfi).

Champ : échantillon de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Nous avons alors estimé un modèle linéaire en double différence pour chaque quartile de part de masse salariale à moins de 1,6 Smic.

On reporte ici les effets du CICE et des exonérations générales (EG) sur l'emploi moyen BRC et DADS, pour l'ensemble des entreprises et GF, sur l'échantillon complet et sur les différents quartiles de parts de MS inférieur à 1,6 smic dans la MS totale (tableau 18).

Pour les entreprises de Q4 (en termes de proportion de leur masse salariale inférieure à 1,6 Smic), on constate que les élasticités de l'emploi aux exonérations de cotisations sociales sont maximales, relativement aux autres quartiles. Ce résultat est attendu pour ces entreprises à bas salaires où l'emploi est peu qualifié et rémunéré au voisinage du salaire minimum. L'élasticité de l'emploi au coût du travail dépend des possibilités de substitution du travail peu qualifié avec les autres catégories de main-d'œuvre et avec le capital productif qui sont importantes pour ces entreprises à bas salaires.

En revanche, on constate que les élasticités de l'emploi au CICE sont non significatives. Ce résultat peut paraître surprenant puisque nous avons montré par ailleurs que les entreprises classées en Q4 en termes d'exposition au CICE, c'est-à-dire du point de vue de la part de leur masse salariale inférieure à 2,5 Smic, étaient les plus sensibles au CICE. Mais si les deux ensembles ont une intersection non nulle, ils ne se confondent pas, loin de là. Le quatrième quartile d'exposition au CICE n'est composé que de 51,9% d'entreprises du quatrième quartile d'exposition aux exonérations de cotisations sociales (tableau 17). Il comprend aussi 28,2 % d'entreprises du troisième quartile d'exonérations et 14,7 % du troisième quartile. De fait, près d'une entreprise sur deux parmi les plus exposées au CICE n'appartient pas au quartile des entreprises les plus exposées aux exonérations.

Un autre élément d'interprétation est donné par la forme des barèmes du CICE et des exonérations qui est reproduite dans la figure 1. Le CICE est une aide strictement proportionnelle à la masse salariale sous 2,5 Smic alors que les exonérations générales sont concentrées sur les bas et moyens salaires et sont fortement dégressives avec le niveau de rémunération. Pour les entreprises de Q4 dont les rémunérations sont les plus proches du Smic et qui sont les plus exposées aux exonérations, l'apport du CICE apparaît relativement marginal en terme relatif, tandis qu'il devient prépondérant pour les entreprises de Q3 et Q2. La non significativité du CICE pour les entreprises de Q4 du point de vue des exonérations peut alors traduire le fait que les baisses de coût du travail ont un rendement décroissant, par exemple parce que le CICE est peu saillant pour ces entreprises qui bénéficient déjà de beaucoup d'exonérations générales.

Par ailleurs, les entreprises appartenant au 3^{ème} quartile de la distribution de la masse salariale inférieure à 1,6 Smic sont celles pour lesquelles les élasticités-emploi au CICE sont les plus fortes.

Tableau 18. Effets du CICE sur l'emploi. Modèle linéaire estimé sur chaque quartile de proportions de la masse salariale inférieure à 1,6 fois le Smic.

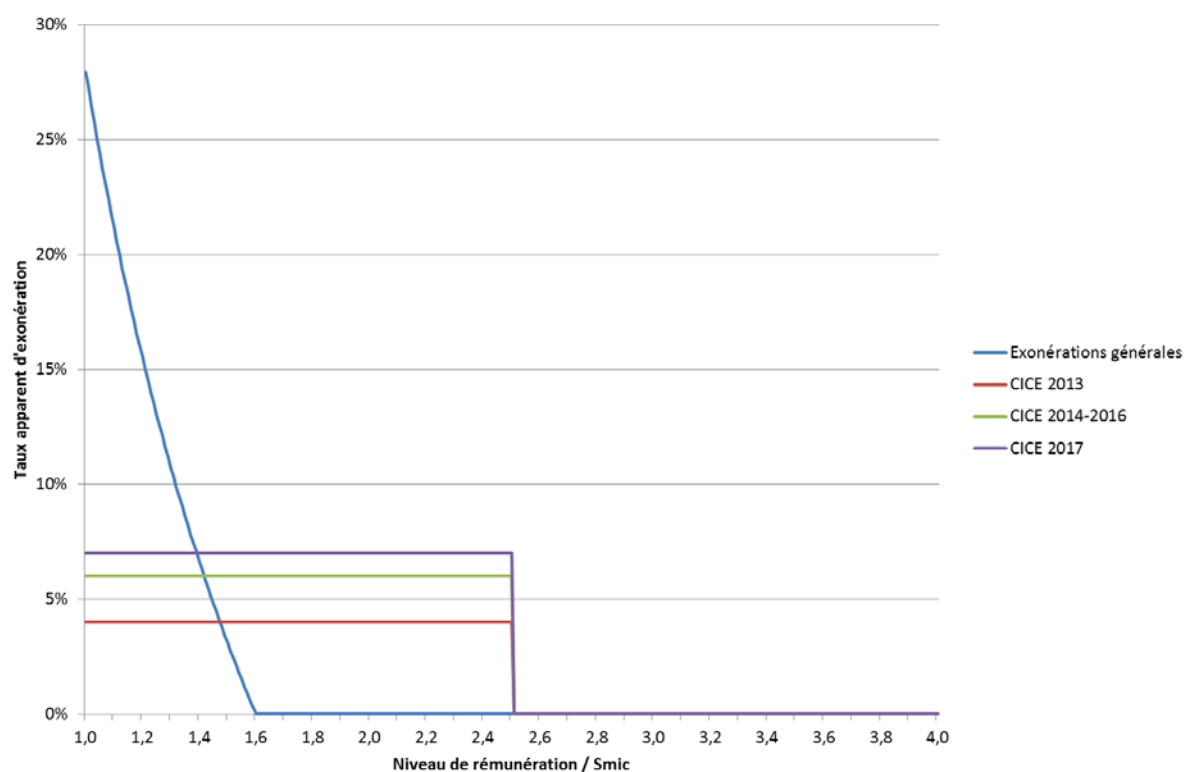
	BRC moyen					DADS moyen				
		Quartile de MS en dessous de 1,6 smic					Quartile de MS en dessous de 1,6 smic			
	ensemble	q4	q3	q2	q1	ensemble	q4	q3	q2	q1
CICE 2013	0,310*** (0,000)	0,978 (0,106)	3,12*** (0,000)	2,487*** (0,000)	0,83*** (0,000)	0,3*** (0,000)	1,08 (0,127)	2,783*** (0,000)	2,208*** (0,000)	0,745** (0,000)
CICE 2014	1,822*** (0,000)	7,176** (0,050)	8,166*** (0,000)	1,019 (0,110)	0,406** (0,044)	2,142*** (0,000)	3,342 (0,379)	6,81*** (0,000)	1,498** (0,032)	0,969*** (0,000)
Taeg	2,405*** (0,000)	6,68*** (0,000)	-0,712* (0,097)	3,491*** (0,000)	-8,349*** (0,000)	1,807*** (0,000)	6,329*** (0,000)	2,135*** (0,000)	4,577*** (0,000)	-17,297*** (0,000)
nb obs	493332	122026	124574	124200	122532	493328	122026	124571	124200	122531
Test d'instr. faible⁽¹⁾	130000	71	723	884	7931	41000	87	705	890	7882
Test de surident.⁽²⁾	0	0,207	0	0	0,042	0	0,598	0	0,287	0,403
2013	-0,027 (0,544)	0,821 (0,177)	2,949*** (0,000)	2,739*** (0,000)	0,798*** (0,000)	0,0205 (0,690)	1,025 (0,143)	2,692*** (0,000)	2,353*** (0,000)	0,699*** (0,000)
2014-15	1,310*** (0,000)	5,892* (0,077)	8,572*** (0,000)	1,376** (0,032)	0,332* (0,091)	1,609*** (0,000)	2,952 (0,392)	7,052*** (0,000)	1,536** (0,031)	0,812*** (0,000)
taeg	2,494*** (0,000)	8,424*** (0,000)	-2,510*** (0,000)	5,176*** (0,000)	-11,219*** (0,000)	1,945*** (0,000)	7,617*** (0,000)	-1,277*** (0,002)	7,299*** (0,000)	-25,197*** (0,000)
nb obs	616601	152483	155690	155252	153176	616600	152484	155690	155253	153173
Test d'instr. faible⁽¹⁾	23000	27	282	360	5514	22000	33	272	363	11000
Test de surident.⁽²⁾	0	0,21	0	0	0,016	0	0,72	0	0,2154	0,444
2013	-0,083* (0,075)	0,517 (0,409)	2,563*** (0,000)	2,848*** (0,000)	0,762*** (0,000)	-0,177*** (0,001)	0,659 (0,349)	2,334*** (0,000)	2,356*** (0,000)	0,635*** (0,000)
2014-16	1,097*** (0,000)	4,378 (0,132)	7,162*** (0,000)	1,612** (0,025)	0,226 (0,248)	1,208*** (0,000)	1,146 (0,700)	5,799*** (0,000)	1,432* (0,063)	0,625*** (0,005)
taeg	2,453*** (0,000)	9,211*** (0,000)	-1,789*** (0,000)	-1,125 (0,103)	-11,109*** (0,000)	2,298*** (0,000)	8,504*** (0,000)	-0,806** (0,026)	0,197 (0,788)	-24,455*** (0,000)
nb obs	739743	182855	186775	186286	183827	739747	182859	186775	186287	183826
Test d'instr. faible⁽¹⁾	220000	86000	165	260	16000	220000	86000	163	267	4490
Test de surident.⁽²⁾	0	0,246	0	0,0003	0,0046	0	0,723	0	0,377	0,5823

Sources : BRC (Acosse), DADS-FARE (Insee), MVC (Dgfp) et PERIM (Dgfp).

Champ : échantillon de 117 444 entreprises et 5 900 groupes fiscaux pérennes de 5 salariés et plus présents sur la période 2009-2016.

Notes : Variables de traitement : indicatrices de quartiles du taux apparent de CICE.. (1) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (2) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (année 2011-2012). Les variables de résultat sont exprimées en différence de logarithmes. (3) Valeurs critiques non disponibles. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) pour un seuil inférieur ou égal à 5%. ***, ** et * : significatif respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Figure 1. CICE et exonérations générales de cotisations sociales : distribution en fonction du salaire rapporté au Smic.



Sources : calculs des auteurs à partir des barèmes (Légifrance).

Conclusion

Ce rapport évalue l'effet du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises en considérant un échantillon d'entreprises incluant 2016. Relativement aux travaux antérieurs, deux améliorations importantes ont été effectuées. La première porte sur la mesure du taux de CICE. Jusqu'à présent, nous nous contentions de rapporter le montant du CICE fourni par les fichiers de mouvement sur créances (MVC), produits par la DGFIP, à la masse salariale brute calculée à partir de la variable de salaire brut issue des DADS. Toutefois, cette variable incorpore des éléments de rémunération (participation et intéressement) qui ne figurent pas dans le SMIC. Nous avons donc recalculé un indicateur de salaire brut à partir du salaire net des DADS qui lui ne tient pas compte de la participation. Nous parvenons avec cette nouvelle définition du salaire brut à une mesure plus précise du taux apparent de CICE.

La seconde amélioration a trait au traitement des entreprises appartenant à un groupe fiscal. Nous considérons désormais le groupe fiscal dans son ensemble plutôt que les entreprises d'un groupe fiscal isolément. Une telle démarche a un double intérêt. D'une part, elle permet de ne pas faire d'hypothèse *ad hoc* sur la répartition du CICE au sein des entreprises d'un groupe fiscal (par exemple au *pro rata* de leur contribution à la créance de CICE). D'autre part, elle permet de considérer une prise de décision sur les usages du CICE effectuée au niveau du groupe, sans pour autant exclure des décisions décentralisées prises au niveau des entreprises du groupe fiscal.

Enfin, la disponibilité de l'ensemble des données pour 2016 permet d'évaluer les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité sur une période plus longue.

En considérant indistinctement les groupes fiscaux et les entreprises n'appartenant pas à un groupe fiscal, on retrouve des effets marqués sur les unités fiscales les plus bénéficiaires du CICE, analogues à ceux du rapport précédent. Là encore, les effets sont un peu faibles à mesure que l'on considère un horizon lointain. Nous parvenons ainsi à 115 000 emplois créés ou sauvegardés en 2014, 105 000 en moyenne sur la période 2014-2015 et un peu moins de 100 000 sur la période 2014-2016.

Par ailleurs, nos estimations fournissent des élasticités de la masse salariale au CICE positives pour les entreprises (ou groupes fiscaux) les plus fortement bénéficiaires pour 2014, 2014-2015 et 2014-2016. Cet impact sur la masse salariale est attribuable pour l'essentiel à l'effet du CICE sur l'emploi. Cependant, les tests de falsification sont rejetés pour ces estimations.

En ce qui concerne les variables d'activité, nous ne parvenons à des effets concluants (stables suivant les périodes, les méthodes et les échantillons) que sur un nombre restreint de variables d'activité. Comme nous l'avons indiqué dans les précédents rapports, ceci peut refléter l'hétérogénéité des usages du CICE par les entreprises.

Lorsque l'on distingue les entreprises indépendantes et les groupes fiscaux, nous parvenons effectivement à caractériser des usages différents du CICE.

En particulier, les effets emplois du CICE mesurés au niveau agrégé proviennent pour l'essentiel des entreprises « indépendantes » : on ne parvient en effet pas à mettre en évidence un effet significatif du CICE sur l'emploi dans les groupes fiscaux. Le calcul des effets emplois fait ainsi apparaître que plus des deux tiers des emplois créés ou sauvegardés au niveau agrégé sont imputables aux entreprises indépendantes, qui ne représentent que la moitié du total des emplois.

En outre, le CICE aurait accru la masse salariale dans les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires de la mesure. Compte tenu de l'absence d'effet significatif du CICE sur l'emploi dans les groupes fiscaux, ce seraient donc les salaires qui auraient augmenté. Pour les entreprises indépendantes, nous parvenons à des résultats analogues à ceux obtenus au niveau de l'ensemble des unités fiscales : un effet positif sur la masse salariale d'ampleur comparable à celle de l'emploi. Ceci suggère un effet sur la masse salariale induit par les effets du CICE sur l'emploi, même si les tests de falsification sont rejetés en ce qui concerne la masse salariale.

Pour ce qui est des variables d'activité, on détecte des effets positifs sur le CA et la VA dans les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires du CICE. Ces effets sont moins clairs pour les entreprises indépendantes.

Le CICE n'aurait pas impacté positivement la productivité du travail dans les groupes fiscaux.

Tant dans les groupes fiscaux que dans les entreprises « indépendantes », le CICE aurait eu un effet positif sur le taux de marge. Le taux de marge se serait accru sous l'effet du CICE dans les groupes fiscaux du quatrième quartile et dans les entreprises « indépendantes » du troisième quartile. Pour autant, le résultat comptable n'aurait pas été affecté par le CICE, tant dans les groupes fiscaux que dans les entreprises « indépendantes ».

Nous complétons notre approche centrale par des investigations complémentaires autour des effets du CICE sur l'emploi. Dans un premier temps, nous distinguons l'industrie du tertiaire. Dans l'industrie, on ne décèle aucun effet du CICE sur l'emploi moyen. Les résultats sur les effectifs en équivalents temps pleins sont difficilement interprétables. Dans le secteur tertiaire au contraire, le CICE aurait eu un impact positif sur l'emploi uniquement dans les entreprises ou les groupes fiscaux les plus fortement bénéficiaires, mais les tests de falsification sont rejetés.

Dans un second temps, nous examinons si les effets du CICE ont été plus marqués pour les entreprises disposant d'une forte proportion de la masse salariale en dessous de 1,6 smic (4^{ème} quartile de la distribution des salaires inférieurs à 1,6 smic). Pour les entreprises de Q4 (en termes de proportion de MS inférieure à 1,6 Smic), on constate que les élasticités de l'emploi au CICE sont non significatives. Nos estimations confirment cependant que ces entreprises sont pourtant parmi les plus sensibles aux exonérations de cotisations sociales, ce qui justifie le ciblage des exonérations sur les bas salaires. Le faible effet du CICE peut traduire le fait que les baisses de coût du travail ont un rendement décroissant, par exemple parce que le CICE est peu saillant pour ces entreprises qui bénéficient déjà de beaucoup d'exonérations générales.

Références

Ashenfelter O. et Card D. (1985), « Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs », *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n°4, 648-660.

Auten G. et Carroll R. (1999), « The effects of Income Taxes on Household Income », *Review of Economics and Statistics*, vol. 31, n°4, pp. 681-693.

Bunel M., Gilles F., L'Horty Y. (2009), « Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme de 2003 », *Economie et Statistique*, n°429-430, pp. 1-46.

Bunel M. et L'Horty Y. (2012), « The Effects of Reduced Social Security Contributions on Employment: an Evaluation of the 2003 French Reform », *Fiscal Studies*, vol. 33, n°3, pp. 371-398.

Comité de suivi du CICE. *Rapports annuels* 2014 et 2015, France Stratégie, La documentation française.

Crépon B. et Desplat R. (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n°348-08, pp. 3-24.

Doan Q-C., Hagneré C. et Legendre F. (2017), « Une évaluation ex post de l'annualisation de la réduction générale de cotisations sur les bas salaires », 1 Février 2017, document présenté aux JMA

Florens J., Heckman J.J., Meghir C. et Vytlacil E. (2008), « Identification of treatment effects using control functions in model with continuous, endogenous treatment and heterogeneous effects », *Econometrica*, vol. 76, pp. 1191-1206.

Friedberg L. (1998), « Did unilateral divorce raise divorce rates? Evidence from panel data », *American Economic Review*, vol. 88, n°3, pp. 608-627.

Frölich, M. (2004), « Programme evaluation with multiple treatments », *Journal of Economic Surveys*, vol. 18, pp. 181-224.

Frölich, M. et M. Lechner (2015), « Combining Matching and Nonparametric IV Estimation: Theory and an Application to the Evaluation of Active Labour Market Policies », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30, n°5, pp. 718-738.

Frölich M., (2007), « Nonparametric IV estimation of local average treatment effects with covariates », *Journal of Econometrics*, vol. 139, n°1, pp. 35-75.

Galois, L.. *Pacte pour la compétitivité de l'industrie française*. Rapport pour le Premier Ministre, novembre 2012, 74 pages.

Gilles F., Bunel M., L'Horty Y., Mihoubi F. et Yang X. (2016), « Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post », *Rapport de recherche de TEPP*, n°16-09, 110 pages.

Gilles F., L'Horty Y., Mihoubi F. et Yang X. (2017-a), « Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post : Résultats complémentaires », *Rapport de recherche de TEPP*, n°17-02, 64 pages.

Gilles F., L'Horty Y., Mihoubi F. et Yang X. (2017-b), « Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015 », *Rapport de recherche de TEPP*, n°17-04, 257 pages.

Gilles F., L'Horty Y., Mihoubi F. et Yang X. (2018-a). « Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: approfondissements et extensions pour la période 2013-2015 », *Rapport de recherche de TEPP*, n°18-06, 190 pages.

Gilles F., L'Horty Y. et Mihoubi F. (2018-b). « Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises : approfondissements et extensions pour la période 2013-2015 », *Rapport de recherche de TEPP*, n°18-06, 190 pages.

Heckman J. J. et Hotz V. J. (1989), « Choosing among alternative non experimental methods for estimating the impact of social programs: the case of manpower training », vol. 84, n°408, pp. 862-874.

Hirano, K. et Imbens, G. W. (2004), « The propensity score with continuous treatment » In: Gelman, A., Meng, X. L. (eds.) *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-Data Perspectives*, West Sussex: Wiley InterScience: pp. 73-84.

Hoxby C. M. (1996), « How teacher's union affect education production », *Quarterly Journal of Economics*, pp. 671-718.

Imbens, G.W. et Wooldridge, J.M. (2009), « Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation », *Journal of Economic Literature*, vol. 47, n°1, pp. 5–86.

Papke L. E. (1994), « Tax policy Evidence from and urban development the Indiana enterprise zone program », *Journal of Public Economics*, vol. 54, pp. 37-49.

Plane M. (2012), « Évaluation de l'impact économique du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) », *Revue de l'OFCE*, (7), n°126, pp. 141-153.

Polachek S. W. et Kim M.-K (1994), « Panel estimates of the gender earnings gap. Individual-specific intercept and individual-specific slope models », *Journal of Econometrics*, vol. 61, pp. 23-42.

Wooldridge J. M. (2011). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press Cambridge, Massachusetts London.

Annexe 1. Distribution des quartiles de CICE et la part des entreprises de plus de 1000 salariés suivant le type d'unité fiscale considéré

Tableau A1.a. Distribution des quartiles pour les **groupes fiscaux**.

Quartiles	Q1	Q2	Q3	Q4
Bornes 2013	[0 ; 2,40[	[2,40 ; 3,14[	[3,14 ; 3,76[	[3,76 ; 4,00[
Bornes Δ2014	[0 ; 0,95[	[0,95 ; 1,51[	[1,51 ; 1,91[	[1,91 ; 2,00[

Tableau A1.b. Distribution des quartiles pour les **entreprises « indépendantes »**.

Quartiles	Q1	Q2	Q3	Q4
Bornes 2013	[0 ; 2,69[	[2,69 ; 3,34[	[3,34 ; 3,90[	[3,90 ; 4,00[
Bornes Δ2014	[0 ; 1,28[	[1,28 ; 1,71[	[1,71 ; 1,99[	[1,99 ; 2,00[

Tableau A1.c. Distribution des quartiles pour **toutes les unités fiscales**.

Quartiles	Q1	Q2	Q3	Q4
Bornes 2013	[0 ; 2,67[	[2,67 ; 3,32[	[3,32 ; 3,90[	[3,90 ; 4,00[
Bornes Δ2014	[0 ; 1,27[	[1,27 ; 1,70[	[1,70 ; 1,99[	[1,99 ; 2,00[

Tableau A1.d. Part des **groupes fiscaux** de plus de 1000 salariés.

Quartiles de CICE	Q1	Q2	Q3	Q4
2013	11,7%	5,7%	3,3%	2,3%
Δ2014	9,6%	7,6%	3,3%	2,3%

Tableau A1.e. Part des **entreprises « indépendantes »** de plus de 1000 salariés.

Quartiles de CICE	Q1	Q2	Q3	Q4
2013	0,11%	0,09%	0,06%	0,01%
Δ2014	0,12%	0,11%	0,05%	0,01%

Tableau A1.f. Part des **entreprises « indépendantes »** et **groupes fiscaux** de plus de 1000 salariés.

Quartiles de CICE	Q1	Q2	Q3	Q4
2013	0,89%	0,39%	0,21%	0,12%
Δ2014	0,87%	0,45%	0,15%	0,13%

Annexe 2. Mesure de l'emploi et dispersion du taux de croissance des effectifs suivant la mesure considérée pour l'emploi

Les deux sources mobilisées dans ce rapport sont les Bordereaux Récapitulatifs des Cotisation (BRC) de l'Acosse et les fichiers DADS produits par l'Insée. Nous disposons de deux mesures de l'emploi salarié moyen : l'emploi moyen BRC et l'emploi moyen DADS.

Il convient cependant de noter que ces deux mesures de l'emploi moyen ne recouvrent pas des concepts identiques.

- Les effectifs moyens BRC correspondent aux moyennes des effectifs de fin de trimestres reportés par les entreprises dans les déclarations trimestrielles auprès de l'Urssaf (l'effectif moyen de l'année N correspond à la moyenne des effectifs de T4 de l'année N-1, T1 en N, T2 en N, T3 en N et T4 en N).
- Les effectifs moyens DADS sont calculés en tenant compte de la durée de chaque poste. Si par exemple un poste non annexe est occupé durant six mois, l'effectif moyen sera de 0,5.

S'agissant des effectifs à temps plein (ETP) ceux-ci sont issus des DADS. Rappelons que les effectifs ETP sont calculés à partir d'une norme sectorielle et par taille des entreprises du nombre d'heures travaillées pour un emploi à temps plein. Les effectifs ETP correspondent alors au minimum entre le nombre d'heures travaillées rapporté à la norme du nombre d'heures à temps plein et 1. Deux définitions de l'évolution des effectifs ETP sont considérées :

- En retenant les effectifs ETP de l'année N issus des fichiers DADS de l'année N et ceux de l'année N-1 provenant des fichiers DADS de l'année N-1 pour une entreprise.
- En retenant les effectifs ETP renseignés dans les fichiers DADS de l'année N pour l'année N et N-1.

Dans ce dernier cas, l'Insée peut être amené à effectuer des corrections sur les effectifs de N-1.

Tableau A2.1. Dispersion du taux de croissance des effectifs salariés (écart-type)

	2013	2014	2015	2016
Taux de croissance des effectifs moyen BRC	13,9	14,8	16,0	19,2
Taux de croissance effectifs moyen DADS	15,4	16,1	17,6	19,7
Taux de croissance des effectifs ETP DADS (entre 2 validités)	15,2	15,7	17,6	23,9
Taux de croissance des effectifs ETP DADS (au sein de la même validité)	20,9	21,0	21,3	24,8