

Direction des Études et Synthèses Économiques

**G2018/11**

**Réplication et rapprochement des travaux  
d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi  
en 2013 et 2014**

**Rémi MONIN Milena SUAREZ CASTILLO**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques





Institut national de la statistique et des études économiques

---

G2018/11

Réplication et rapprochement des travaux  
d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi  
en 2013 et 2014

---

Rémi MONIN Milena SUAREZ CASTILLO\*

Décembre 2018

---

Département des Études Économiques - Timbre G201  
88, avenue Verdier - CS 70058 - 92541 MONTRouGE CEDEX - France  
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 - E-mail : [d3e-dg@insee.fr](mailto:d3e-dg@insee.fr) - Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

---

\* Insee-Dese - Département des études économiques - Division « Marchés et entreprises »

Nous remercions Dominique GOUX, Sébastien ROUX et Rozenn DESPLATZ, les participants du séminaire du D2E de l'Insee, ainsi que les membres du comité de suivi du CICE de France Stratégie pour leurs commentaires et discussions. Nous sommes seuls responsables des erreurs et omissions restantes.

# Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014

## Résumé

Nous reproduisons les estimations principales des effets du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) sur l'emploi présentées par les équipes TEPP et LIEPP pour France Stratégie à partir des indications méthodologiques décrites dans leurs premiers rapports de recherche (septembre 2016 et mars 2017). Après la reconstitution des échantillons, globalement validée par des comparaisons en statistiques descriptives, nous reproduisons leurs différentes stratégies empiriques. Les effets sur l'emploi reproduits sont cohérents avec les résultats présentés par TEPP : effet positif, significatif et de même ordre de grandeur pour les entreprises les plus exposées au CICE (quatrième quartile d'exposition au CICE). En revanche, les effets sur l'emploi par catégorie socio-professionnelle ne reproduisent pas les résultats de TEPP. Pour LIEPP, la reproduction de la méthodologie conduit à des résultats similaires à ceux présentés par l'équipe sur l'emploi agrégé en 2013 et en 2014 (aucun effet significatif et positif), et ainsi que sur les ventilations par catégorie socio-professionnelle. Nous rapprochons ensuite les spécifications des deux équipes. Les différences de résultats persistent sur échantillon commun, et sont robustes à la spécification linéaire ou non-linéaire du traitement. Cependant, nous observons une sensibilité particulière des résultats à la présence ou l'absence de la productivité passée des entreprises, en niveau parmi les variables explicatives de la croissance de l'emploi. Nous présentons deux spécifications rapprochées qui conduisent à des résultats cohérents éclairant par là-même les origines de la divergence, sans pour autant conclure sur les effets du CICE sur l'emploi, les travaux des deux équipes étant encore en cours.

**Mots-clés** : Évaluation des politiques publiques ; réplication ; CICE

---

## Replication and reconciling of the CICE evaluations on employment (2013-2014)

### Abstract

We reproduce the main estimates of the effects of the CICE (Tax Credit for Competitiveness and Employment) on employment presented by the TEPP and LIEPP teams for France Stratégie based on the methodological indications described in their first research reports (september 2016 and march 2017). After the reconstitution of the samples, globally validated by comparisons in descriptive statistics, we reproduce their different empirical strategies. The effects on employment reproduced are consistent with the results presented by TEPP: positive, significant and of the same order of magnitude for the firms most exposed to the CICE (fourth quartile of exposure to the CICE). On the other hand, the effects on employment by socio-professional category do not reproduce the results of TEPP. For LIEPP, the replication of the methodology leads to results similar to those presented in their report on aggregate employment in 2013 and 2014 (no significant and positive effect), and as well as on the breakdown by socio-professional category. We then compare the specifications of the two teams. The differences in results persist on a common sample, and are robust to the linear or non-linear specification of the treatment. However, we observe a particular sensitivity of the results to the presence or absence of past productivity of firms, in level, among the explanatory variables of employment growth. We present two reconciled specifications that lead to consistent results, shedding light on origins of the divergence. We do not conclude on employment effects of the CICE, as the work of the two teams is still ongoing.

**Keywords**: Public policies evaluation; replication; CICE

**Classification JEL** : C10 ; C26 ; D04 ; H32

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Réplication : la mesure de l'emploi et de l'exposition au CICE</b>	<b>8</b>
1.1	Différents concepts d'emploi et différentes sources utilisées . . . . .	8
1.2	Reconstitution du CICE à partir des DADS . . . . .	10
<b>2</b>	<b>Réplication des travaux de TEPP</b>	<b>12</b>
2.1	La stratégie empirique de TEPP . . . . .	12
2.2	Reconstitution de l'échantillon TEPP . . . . .	13
2.3	Résultats et comparaisons . . . . .	17
<b>3</b>	<b>Réplication des travaux du LIEPP</b>	<b>22</b>
3.1	La stratégie empirique du LIEPP . . . . .	22
3.2	Reconstitution de l'échantillon LIEPP . . . . .	22
3.3	Résultats et comparaisons . . . . .	25
<b>4</b>	<b>Rapprochement</b>	<b>29</b>
4.1	Influence de l'échantillon . . . . .	29
4.2	Spécification : traitement en quartiles ou linéaire . . . . .	30
4.3	Sensibilité aux variables de contrôle . . . . .	31
4.4	Rapprochement des contrôles TEPP et LIEPP . . . . .	36
	<b>Annexe</b>	<b>42</b>
<b>A</b>	<b>Historique méthodologique</b>	<b>42</b>
<b>B</b>	<b>Reproduction TEPP, par catégories socio-professionnelles</b>	<b>43</b>
<b>C</b>	<b>Robustesse de la spécification LIEPP</b>	<b>46</b>
<b>D</b>	<b>Compléments sur les spécifications rapprochées</b>	<b>47</b>
<b>E</b>	<b>Statistiques descriptives et résultats issus des rapports de recherche (TEPP, septembre 2016)</b>	<b>51</b>
<b>F</b>	<b>Statistiques descriptives et résultats issus des rapports de recherche (LIEPP, mars 2017)</b>	<b>56</b>

## Introduction

L'évaluation est une étape nécessaire au pilotage des politiques publiques. Elle permet de juger de l'efficacité d'une mesure par rapport à ses objectifs, en s'assurant que les principaux bénéficiaires étaient effectivement ceux qui étaient ciblés, en vérifiant que la réaction observée est conforme à ce qui était anticipé et en mesurant quantitativement les effets, pour procéder à une analyse coût-bénéfice. En l'absence d'un procédé expérimental contrôlé, toute évaluation de politique publique est délicate. Les économistes chargés de l'évaluation se heurtent le plus souvent à des problèmes de sélection ou d'auto-sélection des agents économiques pour la mesure à évaluer, au difficile contrôle de l'hétérogénéité des agents, qu'il s'agisse de ménages ou d'entreprises, à la non-linéarité des effets mesurés, ou aux effets de contagion ou de diffusion (*spillovers*) de la mesure à d'autres agents. L'économiste peut circonscrire, ou limiter ces difficultés en ayant recours à des méthodes économétriques adaptées (variables instrumentales, différences de différences, régression sur discontinuité etc.). Cependant, la difficulté de l'évaluation est considérablement accentuée dès lors que les objectifs de la mesure économique ne sont pas clairement identifiés, qu'ils sont multiples, que le bénéfice de la mesure n'est pas conditionné à la réalisation d'objectifs (mesures sans contrepartie) ou encore que la quasi totalité des agents sont concernés. Ces difficultés de l'évaluation de politiques publiques se combinent dans le cas du Crédit d'Impôt pour la Compétitivité et l'Emploi (CICE).

Le CICE a fait l'objet de nombreux travaux d'évaluation, en particulier d'évaluations économétriques de ses effets *ex post* sur l'emploi. Ces travaux ont été commandés par France Stratégie dans le cadre de sa mission de pilotage du comité de suivi du CICE. Dès septembre 2016, les conclusions de deux équipes de recherche s'opposaient sur les créations/sauvegardes d'emplois imputables au CICE. Dans ce contexte, ce travail de réplcation et de rapprochement a été demandé par France Stratégie en septembre 2017 afin de comprendre les raisons des différences persistantes entre les deux équipes. Il ne s'agit pas de trancher sur la validité des hypothèses des différentes équipes, qui ont été largement commentées par leurs rapporteurs référents, mais de mettre en évidence les choix méthodologiques qui mènent à une conclusion plutôt qu'à une autre, en laissant le soin aux chercheurs de les justifier. Cette étude a nourri le rapport 2018 de France Stratégie, qui a également repris les travaux des chercheurs, qui ont évolué en parallèle.

Mis en place en 2013, le CICE correspond à une réduction de l'impôt sur les sociétés ou sur les revenus, assis sur les salaires bruts des salariés rémunérés en dessous du seuil de 2,5 fois le Smic, et égal à la somme de ces rémunérations multipliée par un coefficient (4% en 2013, 6% de 2014 à 2016, 7% en 2017, et à nouveau 6% en 2018). Cette mesure est exceptionnelle par le montant engagé pour son financement, puisque le crédit d'impôt (à 6%) représente près de 20 milliards d'euro par an. Il a été instauré par l'article 66 de la loi du 29 décembre 2012, rectificative de la loi de finances de 2012 qui dispose que les entreprises :

*(...) peuvent bénéficier d'un crédit d'impôt ayant 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.*

L'objectif du dispositif (améliorer la compétitivité des entreprises) passe par des moyens extrêmement variés, d'investissement en capital matériel, immatériel, ou humain, ou qui concernent l'exploitation (recrutement, prospection). Ces moyens mentionnés ne sont d'ailleurs pas exhaustifs. Il est en fait difficile de déterminer des utilisations potentielles du CICE qui ne pourraient pas, d'une manière ou d'une autre, être considérées comme visant à améliorer la compétitivité. Les diminutions de prix ou les augmentations de salaires, bien que non explicitement citées par le projet de loi peuvent traduire une stratégie de conquête de parts de marchés ou d'attraction de main d'oeuvre plus qualifiée. Enfin, à l'extrême, la simple thésaurisation de l'avantage fiscal est même incluse dans les moyens cités, par la reconstitution du fonds de roulement. Toutefois, les modalités du dispositif traduisent une volonté de baisser le coût du travail, et par là même de favoriser l'emploi. Ainsi dans l'exposé des motifs qui introduit l'amendement, on peut citer : *le choix d'introduire le CICE [...] répond à l'urgence d'agir. Il s'agit d'assurer [...] un impact sur l'économie et l'emploi dès 2013.*

Une des originalités du dispositif, outre son montant, son incondtionnalité et son mode de versement, repose dans l'instauration d'un comité de suivi, dans le même article de loi :

*Un comité de suivi placé auprès du Premier ministre est chargé de veiller au suivi de la mise en œuvre et à l'évaluation du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi prévu à l'article 244 quater C du code général des impôts. Présidé par une personnalité désignée par le Premier ministre, ce comité est composé pour moitié de représentants des partenaires sociaux et pour moitié de représentants des administrations compétentes. Avant le dépôt du projet de loi de finances de l'année au Parlement, il établit un rapport public exposant l'état des évaluations réalisées.*

France Stratégie (anciennement, le commissariat général à la stratégie et à la prospective) a été chargé de piloter le comité de suivi, et a publié un rapport chaque année depuis 2013. De 2013 à 2015, le comité assure les missions de suivi, c'est-à-dire la publication d'indicateurs sur la prise en compte comptable et économique de la mesure par les entreprises. En 2013, le premier rapport comportait des éléments de suivi et de prévision des créances, et posait également les bases d'un appel à projet pour une évaluation *ex post* microéconométrique sur les premières années du dispositif, en anticipant les difficultés que l'évaluation du CICE poserait : les effets de contexte, la multiplicité des usages, l'absence de contrefactuel à cause d'un recours quasi-universel, des effets de contagion par les prix et des effets non-linéaires potentiels. En 2014, les indicateurs de suivi sont enrichis par les premières déclarations fiscales (DGFIP) et sociales (Acos). Le comité de suivi s'intéresse également à la perception du dispositif par les entreprises et aux utilisations potentielles. En s'appuyant sur les enseignements d'une enquête de conjoncture menée par l'Insee sur les utilisations du CICE, le comité de suivi conclut que son usage est très rarement unique, qu'il est hétérogène selon le secteur et la taille des entreprises, et qu'il dépend fortement de leur situation conjoncturelle. En 2015, le comité de suivi continue l'analyse des réponses à l'enquête sur l'utilisation du CICE, publie des informations sur le dispositif de préfinancement du CICE, ainsi que les résultats d'une enquête qualitative menée auprès des services de ressources humaines des entreprises sur l'impact du CICE. A partir de 2016, le comité incorpore les résultats des études d'évaluation *ex post*, commandées par France Stratégie et menées par des équipes de chercheurs indépendants.

Ces premières évaluations concernent l'emploi, les salaires, l'investissement, les dépenses de R&D (Carbonnier *et al.* (2016) et Gilles *et al.* (2016)), et la marge intensive des exportateurs (Guillou *et al.* (2016)). Elles sont complétées en 2017 par une étude sur l'effet du CICE sur les prix (Monin et Suarez Castillo (2017)), et sur l'effet du préfinancement du CICE sur les défaillances d'entreprises (Ben Hasine et Mathieu (2017)), puis en 2018 par une étude sur l'investissement corporel (Guillou (2018)) et les premiers résultats d'une analyse macroéconomique (Ducoudré *et al.* (2018)). Toutes ces évaluations ont fait l'objet de relectures et analyses menées par des experts issus du monde académique et/ou des administrations et ont été publiées conjointement aux rapports annuels, accompagnées des rapports des relecteurs. Une originalité du pilotage de l'évaluation des effets du CICE est d'avoir confié l'étude des effets sur l'emploi et les salaires à deux équipes de chercheurs indépendantes : le Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (par la suite, le LIEPP), et de Travail, Emploi et Politiques Publiques (par la suite, TEPP). Dès 2016 cependant, les conclusions des deux équipes divergent. Malgré un certain nombre de points communs dans leur méthodologie, les évaluations de l'effet du CICE sur l'emploi de TEPP et du LIEPP aboutissent à des résultats apparemment contradictoires (table 1).

Cette divergence apparaît étonnante pour les rapporteurs référents des équipes ainsi que pour le comité de suivi du CICE. En effet, bien que reposant sur des spécifications différentes, les deux équipes s'appuient sur les mêmes données (les statistiques d'entreprise, les déclarations annuelles des données sociales et les déclarations de créances de CICE), et sur la même source de variabilité identifiante, à savoir l'intensité de l'exposition au CICE (la créance de CICE divisée par la masse salariale totale), qui reflète en partie la structure des salaires de l'entreprise. Ces divergences persistent même après prise en compte des commentaires, remarques et conseils des rapporteurs référents et du comité de pilotage, lors de la publication du rapport complémentaire au rapport de 2016, puis avec la mise à jour des analyses, pour le rapport 2017, qui incorpore une année supplémentaire d'observations dans

TABLE 1 – Résultats des équipes TEPP et LIEPP (rapport 2016 et complément au rapport 2016)

		LIEPP	TEPP
Emploi	Global	∅	+
	Cadres	+	-
	Ouvriers et employés	-	+
Salaires	Global	+	∅
	Cadres	+	+
	Ouvriers et employés	∅	-
+ : effet positif du CICE			
- : effet négatif du CICE			
∅ : effet du CICE statistiquement non-significatif			

les analyses microéconométriques<sup>1</sup>. Ces différences font apparaître de manière très sensible la grande difficulté de l'évaluation du CICE : un dispositif de baisse de coût du travail, mais qui passe par l'impôt sur les bénéficiaires, dont la matérialisation effective en trésorerie est retardée par rapport au versement des salaires, et dont les usages ne sont pas réglementés.

Effectué à la demande de France Stratégie, ce travail a pour objectif de répliquer une partie des travaux des deux équipes, ceux qui concernent l'emploi, les premières années du dispositif et les premières spécifications proposées<sup>2</sup>. Dans un second temps, cette étude propose un rapprochement des échantillons et des spécifications pour tenter de circonscrire la source des différences de conclusion. La justification des choix méthodologiques importants et ainsi mis en évidence sera en grande partie laissée aux chercheurs, cette étude n'ayant pas vocation à se substituer à leurs évaluations.

La reproduction de travaux économétriques est en progression, quoique encore peu usitée. En 1986 déjà, Dewald *et al.* (1986) montrent, après avoir récupéré des programmes et des données d'articles publiés dans des revues académiques internationales à comité de lecture, que les erreurs d'inadvertance sont la norme plutôt que l'exception. Plus récemment, Chang *et al.* (2018) tentent de reproduire une soixantaine d'articles académiques utilisant des données non confidentielles et ne sont en capacité de reproduire qu'une petite moitié de ceux-ci<sup>3</sup>. Le processus de reproduction sur données empiriques pose cependant quelques difficultés. Outre l'image peu valorisante qui peut être associée aux auteurs de ce type d'étude, comme décrit par Kane (1984)<sup>4</sup>, les questions de confidentialité et de propriété des données mises à disposition pour reproduire des articles empiriques est cruciale, surtout pour les travaux micro-économétriques, reposant sur des observations d'entreprises ou de ménages. Plusieurs revues académiques prestigieuses ont mis en avant leur politique de disponibilité des données et des programmes (par exemple, *American Economic Review*, ou *Journal of Political Economy*, voir Vlaeminck (2013) pour plus de détails), ou ont introduit une section de réplification d'articles dans leurs publications (*Journal of Applied Econometrics*). La réplification peut servir la validité interne (réplifications dites "pures"), ou externe, en appliquant les mêmes méthodes à des populations, pays, périodes temporelles, différents (réplifications dites "scientifiques", Hamermesh (2007)). Pour les économistes ayant partagé leur opinion sur le sujet, (Cochrane, Taylor...), un résultat empirique ne vaut que s'il peut être répliqué.

En l'espèce, comprendre les déterminants des différences de conclusions entre les équipes est d'autant plus important que la politique économique est de grande ampleur et que son évaluation a fait l'objet de nombreux débats et d'une couverture médiatique extensive. L'évaluation du CICE a en outre une

1. Un historique synthétique des méthodes peut être trouvé en annexe, table 20, annexe A

2. Gilles *et al.* (2016), Carbonnier *et al.* (2016), Carbonnier *et al.* (2017)

3. Que ce soit que du fait de codes de réplification incomplets ou faux ou plus fréquemment en absence de transmission des données et codes de la part des auteurs contactés

4. "Choosing such a task is widely regarded as prima facie evidence of intellectual mediocrity, revealing a lack of creativity and perhaps even a bullying spirit"



résonance plus large puisqu'elle vise à estimer un paramètre (l'élasticité de la demande de travail à son coût), important pour les politiques publiques. Depuis 1993, les politiques publiques en faveur de l'emploi ont notamment consisté en des allègements de charges sur les bas salaires. Si de nombreuses études d'évaluation se sont penchées sur ces derniers (Ourliac et Nouveau (2012) et COSAPE (2017) pour une revue), les effets d'une baisse du coût du travail sur un champ aussi large que celui du CICE (le travail rémunéré sous 2,5 fois le salaire minimum), sont peu connus.

La réplication a été menée sur une partie seulement des travaux des deux équipes, et s'est attachée à n'utiliser que l'information présente dans les rapports. Quand une incertitude subsistait, des choix ont été faits qui sont décrits et motivés dans la suite. Nous proposons ensuite un rapprochement des deux études, d'abord en testant les différences d'échantillon, puis en testant différentes spécification du traitement que constitue le CICE pour enfin étudier le rôle des variables de contrôle. Les résultats des deux équipes sur l'emploi agrégé ont pu être répliqués, bien que quelques différences en statistiques descriptives sur les échantillons reconstitués persistent. En revanche, les résultats de septembre 2016 par catégorie socio-professionnelles (CS) de l'équipe TEPP apparaissent plus fragiles au sens où nous n'obtenons pas des résultats proches qualitativement et où le groupe de contrôle diffère considérablement des groupes traités sur ces variables. Pour le rapprochement, les résultats des deux équipes sont robustes à l'échantillon et à la spécification du traitement (linéaire en l'exposition, ou par quartile d'exposition), en revanche, nous identifions une bascule des résultats en introduisant ou pas une variable de contrôle, la productivité apparente du travail, en niveau. En utilisant cette observation, nous présentons deux spécifications rapprochées dans lesquelles les résultats négatifs du LIEPP disparaissent. Les étapes de ce rapprochement éclairent les sources de divergence, sans pour autant conclure sur l'effet du CICE sur l'emploi, qui s'avère difficile à isoler de façon robuste. La section 1 présente les données utilisées, les différents concepts d'emploi retenus par les équipes et la mesure de l'exposition au traitement ainsi que son instrument. La section 2 présente la reproduction de l'étude de TEPP, la section 3 celle de LIEPP et la section 4 présente les résultats des trois types de rapprochement étudiés.

# 1 Réplication : la mesure de l'emploi et de l'exposition au CICE

Cette section détaille les sources de données utilisées par les deux équipes, définit les concepts d'emploi mobilisés et explique la construction des variables employées. Certaines variables ne sont pas directement disponibles dans les sources de données, et elles sont pourtant cruciales à l'analyse. C'est le cas par exemple de l'emploi par catégorie socio-professionnelle et de l'exposition *ex ante* au CICE, variable utilisée par les deux équipes pour traiter la causalité inverse entre les décisions relatives à l'emploi et le montant de CICE.

Les deux équipes s'appuient sur des données classiques de la statistique d'entreprise<sup>5</sup> :

- Les Déclarations annuelles des données sociales (DADS) "grand format", fichiers régionaux "postes" et "salariés"
- Les Fichiers approchés des Résultats d'Esane (FARE; ESANE = Elaboration des Statistiques Annuelles d'Entreprise)
- La base Mouvement sur Créances (MVC), fournie par la DGFIP

Les deux équipes utilisent des concepts d'emploi différents, issus de sources différentes : divers concepts d'«effectifs moyens» ainsi que l'emploi au 31 décembre (31/12) tirés de plusieurs sources (FARE, DADS, BRC) côté TEPP, et le nombre de postes salariés et d'heures salariées tirés des DADS ainsi que l'effectif en équivalent temps plein (ETP) tiré de FARE côté LIEPP. Nous explicitons dans la suite notre compréhension à la lecture des rapports des variables d'emploi (définition, sources, construction) utilisées par les deux équipes.

## 1.1 Différents concepts d'emploi et différentes sources utilisées

### Données d'emploi utilisées par TEPP

TEPP utilise les "effectifs moyens" et les effectifs au 31/12 (Gilles *et al.* (2016), page 55) pour construire ses variables expliquées, c'est à dire la variation d'emploi. Les "effectifs moyens" comme les effectifs au 31/12 sont issus de trois sources : FARE, DADS, BRC. Ainsi, TEPP présente 6 régressions, portant sur 6 variables d'emploi. La variable "effectifs au 31/12" n'est pas susceptible d'ambiguïté et correspond au nombre de personnes physiques rémunérées par l'entreprise au 31 décembre. En revanche, la notion d'"effectifs moyens" peut être porteuse de confusion selon les sources.

- Dans FARE, la variable utilisée comme "effectifs moyens" pour TEPP est la variable *redi\_e200*<sup>6</sup>, qui correspond à l'emploi en effectifs ETP sur l'exercice comptable (*redi* : réconciliation des données individuelles). Cette variable d'équivalent temps plein (qui n'est pas demandée dans les liasses fiscales) provient essentiellement des DADS (Béguin et Haag (2017), 8.4.1.2, page 189), et est calculée via la somme du nombre d'heures rémunérées pour chaque poste non-annexe.
- Les "effectifs moyens" de la source DADS (variable *EFF\_MOY\_ET*) correspondent à la somme du nombre de postes non-annexes, au prorata de la durée de rémunération (DADS grands format, guide utilisateur 2014, 5.7.4).
- Les effectifs moyens des BRC correspondent à la moyenne arithmétique des effectifs à la fin de chacun des trimestres de l'exercice comptable<sup>7</sup>.

Pour illustrer la différence entre ces variables, prenons l'exemple d'une entreprise qui emploie un salarié à temps plein du 1er janvier au 30 mai, et deux salariés à mi-temps du 1er juin au 31 décembre. L'effectif au 31 décembre est 2, l'effectif moyen des BRC (fin des trimestres) est 1.75, l'effectif moyen

5. L'équipe TEPP s'appuie également sur l'enquête R&D (MNESR) et sur les Bordereaux Récapitulatifs des Cotisations, qui ne sont pas mobilisés ici.

6. Cf Rapport TEPP 2016 : p.60

7. C'est également cette notion d'effectifs qui est reportée dans la liasse fiscale 2058 (cf cerfa 2032SD)

des DADS (durée de rémunération) est 1.6, et l'effectif moyen de FARE (équivalent temps plein) vaut 1. Contrairement à ce que peut laisser penser la terminologie "effectif moyen" utilisé indistinctement par TEPP, les différences entre ces variables sont essentiellement des différences de concept plutôt que des différences de sources, en tout cas en ce qui concerne les sources DADS et FARE. La reconstitution des effectifs ETP des unités légales avec les DADS est cohérente avec la variable FARE *redi\_e200*. De même, les variables reconstruites sont, aux arrondis près, pleinement cohérentes avec les valeurs trouvées dans les fichiers nationaux "entreprises" des DADS.

D'autre part, les effectifs au 31/12 renseignés dans FARE sont issus pour l'essentiel de la source DADS<sup>8</sup> : pour éviter les redondances, nous ne présentons que les estimations sur les effectifs DADS 31/12 (qui sont très similaires à celles que l'on pourrait présenter sur les effectifs au 31/12 issus de FARE).

Les variables utilisées dans cette réplique sont donc les suivantes, toutes issues des DADS :

- "Nom dans le rapport TEPP" → *Nom de la variable dans le fichier DADS*, **Libellé**
- "effectif moyen FARE" → *ETP*, **ETP DADS** (qui correspond à *redi\_e200*, ETP Fare)
- "effectif moyen DADS" → *EFF\_MOY\_ET*, **Effectif moyen DADS**
- "effectif au 31/12 FARE"/"effectif au 31/12 DADS" → *IND\_31\_12*, **Effectif au 31/12 DADS**

TEPP n'explique pas comment est construite la variable d'emploi utilisée dans les estimations par catégorie socio professionnelle. Ici, nous sommes par unités légales et par CS les variables correspondant à l'emploi au 31/12 ("*IND\_31\_12*" différente de 0) et à l'emploi en ETP ("ETP"), ou à l'emploi moyen DADS ("*duree/360*"), à partir des DADS grand format au niveau postes où l'on a filtré les doublons (diffusion pour région de résidence et région d'emploi) et les postes annexes. Dans les tables de statistiques descriptives par structure d'emploi, il n'est pas non plus indiqué quel concept est utilisé et comment les indicateurs sont construits. Cela peut en partie expliquer les différences observées dans les statistiques descriptives présentées ici et par TEPP, et peut être une piste de réflexion sur les différences de résultats obtenues avec les régressions.

### Données d'emploi utilisées par LIEPP

Pour l'évaluation sur l'emploi, le LIEPP a choisi trois variables expliquées (Carbonnier *et al.* (2017), page 50) :

- Le nombre de **postes salariés** (issu des **DADS**). Au vu des statistiques descriptives comparées, il semble que LIEPP n'aie pas filtré les postes annexes<sup>9</sup>. Ce n'est pas le choix qui a été fait ici, où l'on filtre les postes annexes, conformément aux recommandations des producteurs en ce qui concerne les études sur l'emploi.
- Les "effectifs" ou "effectifs moyens"; qui sont en fait les effectifs en équivalent temps-plein issus de FARE. Si la terminologie est différente dans les rapports des deux équipes, il s'agit de la seule variable d'emploi communes aux deux équipes.
- Le **nombre d'heures** rémunérées, issu des DADS

Nous présentons donc les estimations à partir de trois variables : le nombre de postes salariés DADS, hors postes annexes ; les ETP issu de Fare (*redi\_e200*) ; le nombre d'heures rémunérées issu des DADS, hors postes annexes. A noter que la variable ETP FARE est construite à partir des heures rémunérées DADS<sup>10</sup>.

8. Plus exactement, de la source CLAP, qui arbitre entre les données élémentaires DADS et Urssaf lorsqu'elles sont incohérentes.

9. Un poste est non annexe si, avec les variables DADS, (NBHEUR du poste>120 et DUREE du poste>30 et NBHEUR du poste/DUREE du poste>1,5) ou (NET du poste>3 × SMIC mensuel)

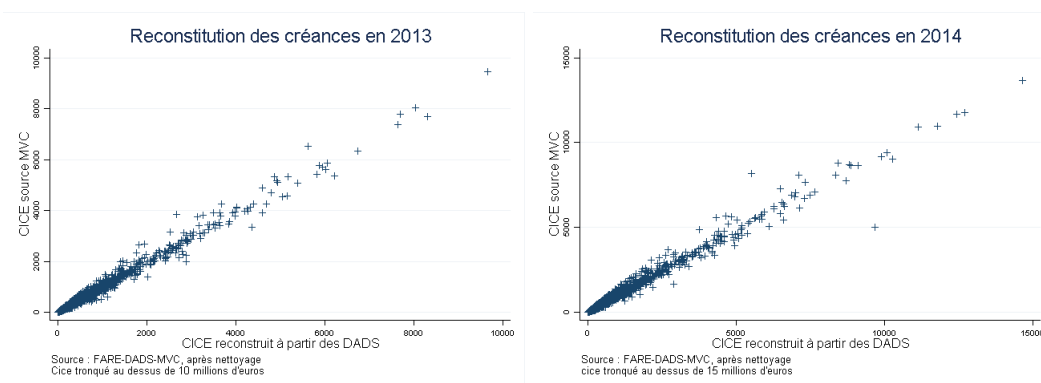
10. L'équivalent temps plein de FARE est issu des DADS, et se calcule, hors temps complets, comme min(nombre d'heures / référence , 1), où la référence est le troisième quartile du nombre d'heures rémunérées dans l'entreprise pour les UL de plus de 1000 salariés, et le troisième quartile du nombre d'heures rémunérées dans les UL du croisement APEN X taille (taille = au dessus ou au dessous de 20 salariés) pour les entreprises de moins de 1000 salariés. Voir Béguin et Haag (2017), annexe 2, 14.2

Dans la suite, nous utiliserons la terminologie "effectif moyen" pour les effectifs moyen DADS, au sens du prorata de la durée de rémunération.

## 1.2 Reconstitution du CICE à partir des DADS

Les deux équipes ont recours à une estimation d'un CICE "théorique", qui aurait prévalu si le CICE avait été mis en place les années précédentes : les modalités de calculs de la créance sont appliquées à la structure des salaires des années non concernées par le dispositif. L'usage de cette variable leur permet de s'abstraire d'un premier biais : si les entreprises modifient leur niveau d'emploi pour des raisons indépendantes du CICE, au dessous du seuil de 2.5 Smic, leur exposition à la mesure (CICE en pourcentage de leur masse salariale) varie dans le même temps. Cette causalité inverse ne s'applique pas dans le cas où l'on s'appuie sur la structure des salaires des années précédentes pour mesurer une exposition au CICE *ex ante*.

Nous estimons les créances de CICE "théoriques" à partir des fichiers régionaux postes des DADS. Après filtration des doublons régionaux, nous déterminons pour chaque poste (y compris les postes annexes) si la rémunération annuelle, rapportée au nombre d'heures rémunérées, est au dessous du plafond de 2.5 SMIC prévalant l'année en cours. La somme des masses salariales des postes ainsi sélectionnés constitue l'assiette du CICE, à laquelle nous appliquons les taux de 4 et de 6%. Par ailleurs, la DGFIP enregistre les créances déclarées de CICE, au titre des salaires versés une année donnée, dans le fichier MVC. Pour vérifier la qualité de la reconstruction de la créance, nous l'appliquons aux années où la créance de CICE est observée : 2013 et 2014. Nous représentons en figure 1 la qualité de l'adéquation des créances ainsi estimées avec les créances MVC, et le résultat de la régression de la créance MVC sur la créance imputée contemporaine, sur l'échantillon de l'analyse TEPP.



	CICE 2013 (MVC)	CICE 2014 (MVC)
CICE reconstruit (DADS 2013 ou 2014)	0,974***	0,949***
Constante	0,000	0,000
	42,992	1406,847***
	56,753	82,213
N	134 822	134 822
R <sup>2</sup>	0,9931	0,9936

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

\* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

FIGURE 1 – Reconstitution des créances déclarées à l'administration fiscales à partir des DADS

La qualité apparente de ces reconstructions masque cependant deux problèmes liés à cette imputation qu'il est important de signaler. Le premier problème est un problème d'inadéquation des rémunérations prises en compte dans le calcul du CICE et des rémunérations saisies dans les DADS (voir encadré). Les différences potentielles de créance qui peuvent en résulter sont filtrées des échantillons d'étude (filtre

de cohérence), alors même que la source d'erreur (les dispositifs d'épargne salariale) a pu être un des effets du CICE sur les rémunérations. La deuxième conséquence de ce mode de calcul est une imputation disproportionnée des unités légales au taux maximum de traitement, puisque plus de 30% des unités légales se voient imputer un traitement maximal, alors que le traitement effectif maximal ne concerne que 3% des unités légales. Pour la stratégie empirique de TEPP, qui s'appuie sur quatre groupes d'exposition au CICE, une conséquence directe est qu'il n'est pas possible de construire les indicatrices de traitement imputé (pour l'instrumentation) correspondant à des groupes de même taille pour quatre quartiles : le groupe le plus exposé au traitement fictif de 2012 représente plus qu'un quart de l'échantillon, et celui du troisième quartile, moins qu'un quart.

#### Reconstruire le CICE à partir des DADS : possibilités et limites

Les rémunérations à prendre en compte pour l'éligibilité au CICE sont les mêmes que celles de l'assiette déplafonnée des cotisations de sécurité sociales (II de l'article article 244 quater C du CGI). Les données désagrégées les plus fines dont nous disposons sont les DADS grand format (fichiers postes régionaux et salariés régionaux).

Cependant, la rémunération (salaires bruts) reportée dans les DADS est calculée à partir de l'assiette CSG-CRDS, qui est la plus large disponible. Une différence notable avec l'assiette déplafonnée des cotisations de sécurité sociales est l'inclusion dans l'assiette CSG-CRDS des rémunérations liées à l'intéressement et à la participation, qui ne sont pas incluses dans l'assiette déplafonnée des cotisations de sécurité sociales. Dans ce même cas, notons également les contributions employeurs aux prévoyances complémentaires et retraites supplémentaires ; les abondements employeurs aux PEE, PEI ou PERCO ; les avantages du comité d'entreprise et les indemnités de chômage partiel. Les indemnités de licenciement ne sont assujetties à cotisation de sécurité sociale qu'au dessus de deux plafonds de sécurité sociale, et ne sont soumis à CSG qu'au dessus du même seuil, sauf en cas d'indemnité très importante (supérieures à 300 000 €).

Mis ensemble, ces éléments sont de nature à introduire deux sources d'erreur dans la reconstitution des créances :

- Une sous-estimation sur la marge extensive : on risque d'exclure à tort des rémunérations au dessous du plafond à cause de la prise en compte d'éléments (essentiellement liés à l'épargne salariale) qui ne font pas partie de l'assiette.
- Une sur-estimation sur la marge intensive : en appliquant le taux de 4 ou 6% à la rémunération brute définie sur un champ plus large (l'assiette CSG-CRDS) que la base réelle de calcul, on attribue aux entreprises un montant de créances plus élevé que ce qu'elles ont en réalité perçu.

## 2 Réplication des travaux de TEPP

### 2.1 La stratégie empirique de TEPP

L'équipe TEPP propose deux types d'évaluation, une paramétrique et une semi-paramétrique, qui reposent toutes deux sur le même échantillon. Nous ne répliquons ici que l'approche paramétrique, qui consiste à évaluer un effet du traitement non-linéaire (quartile d'exposition au CICE) par double différence instrumentée (par les quartiles d'exposition *ex-ante* au CICE, en 2011 et 2012).

Dans le cadre d'une régression en moindres carrés en deux étapes, la régression de deuxième étape pour  $t = 2013$  s'écrit <sup>11</sup> :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,2013}) = & \alpha + \beta_2 \widehat{\mathbb{1}}_2(T_{i,2013}) + \beta_3 \widehat{\mathbb{1}}_3(T_{i,2013}) + \beta_4 \widehat{\mathbb{1}}_4(T_{i,2013}) \\ & + \gamma_1 Y_{i,2012} + \gamma_2 \Delta X_{i,2012} + \gamma_3 X_{i,2012} \\ & + \sum_s \delta_s \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l \theta_l \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \epsilon_{i,2013} \end{aligned} \quad (1)$$

Où  $\Delta \ln(Y_{i,2013})$  est la variation d'une mesure de l'emploi dans l'unité légale  $i$  entre 2012 et 2013;  $Y_{i,2012}$  le niveau d'emploi de  $i$  en 2012;  $X_{i,2012}$  les variables de contrôle (structure d'emploi : part des cadres, ouvriers, employés et professions intermédiaires, des ingénieurs en R&D, des femmes, des CDI, des temps complets, des personnes âgées de moins de 30 ans, de plus de cinquante ans; ainsi que des ratios économiques : taux d'exportation, productivité apparente du travail, taux de marge, taux d'investissement, taux de rentabilité économique, taux d'endettement, taux de prélèvements financiers, et intensité capitalistique; ainsi que les différences premières de toutes les variables évoquées).  $\mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012})$  et  $\mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012})$  sont des indicatrices de secteurs (NAF 88 postes), et de taille (10 tranches). Enfin,  $\widehat{\mathbb{1}}_2(T_{i,2013})$ ,  $\widehat{\mathbb{1}}_3(T_{i,2013})$ , et  $\widehat{\mathbb{1}}_4(T_{i,2013})$  sont les prédictions des indicatrices d'appartenance aux quartiles de traitement (exposition au CICE)  $T_{i,2013} = \frac{CICE_{i,2013}^{MVC}}{MS_{i,2013}}$ , issues de la régression de première étape. Dans cette première étape, on instrumente les trois traitements (appartenance aux deuxième, troisième et quatrième quartiles), par l'appartenance aux deuxièmes, troisièmes et quatrième quartiles des deux années précédentes <sup>12</sup> où le CICE est imputé à partir des DADS comme explicité dans la première section. Par exemple, pour l'appartenance au deuxième quartile de traitement, la régression de première étape s'écrit :

$$\begin{aligned} \mathbb{1}_2(T_{i,2013}) = & a^2 + \sum_{j=2}^4 b_j^2 \mathbb{1}_j(T_{i,2012}^P) + \sum_{j=2}^4 c_j^2 \mathbb{1}_j(T_{i,2011}^P) + d^2 Y_{i,2012} + e^2 \Delta X_{i,2012} + f^2 X_{i,2012} \\ & + \sum_s g_s^2 \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l h_l^2 \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \mu_{i,2013}^2 \end{aligned}$$

On estime également un effet joint pour les années 2013 et 2014, comme proposé par TEPP : la variable à expliquer est la variation d'emploi entre 2012 et 2014, et les variables d'intérêt sont les appartenances aux quartiles de traitement moyen sur 2013 et 2014  $\overline{T}_{i,2013,2014}$ .

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,2012-2014}) = & \alpha + \beta_2 \widehat{\mathbb{1}}_2(\overline{T}_{i,2013,2014}) + \beta_3 \widehat{\mathbb{1}}_3(\overline{T}_{i,2013,2014}) + \beta_4 \widehat{\mathbb{1}}_4(\overline{T}_{i,2013,2014}) \\ & + \gamma_1 Y_{i,2012} + \gamma_2 \Delta X_{i,2012} + \gamma_3 X_{i,2012} \\ & + \sum_s \delta_s \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l \theta_l \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \epsilon_{i,2014} \end{aligned} \quad (2)$$

Les instruments pour l'effet joint 2013-2014 sont strictement identiques à ceux de la régression pour l'estimation des effets en 2013 seulement.

11. Du moins, l'estimateur des doubles moindres carrés peut être obtenu ainsi, mais cette équation ne permet pas d'obtenir sa variance.

12. 2011 et 2012. En robustesse, nous présentons également 2010 et 2011.

## 2.2 Reconstitution de l'échantillon TEPP

Nous utilisons les fichiers postes régionaux des DADS grands formats de 2009 à 2014 pour construire les variables relatives à l'emploi au niveau des unités légales : les trois concepts d'effectifs (ETP, effectif moyen, emploi au 31/12) pour tous les salariés des UL, ainsi que la ventilation de ces effectifs (en ETP) par profession et catégorie socio-professionnelle, sexe, condition d'emploi (temps complet ou partiel), âge (moins de 30 ans et plus de 50 ans), et type de contrat (CDD ou CDI). Nous utilisons la même source pour construire pour chaque année la masse salariale éligible au CICE en sélectionnant les postes correspondant à un salaire horaire moyen inférieur à 2.5 SMIC, et imputer les créances aux taux de 4 et 6%. Nous utilisons FARE pour construire les ratios financier, conformément à la description donnée par Gilles *et al.* (2016). Nous utilisons la base de mouvement sur créances (MVC) en calculant la créance de CICE par unité légale égale aux initialisations moins les diminutions, plus les augmentations. Notre échantillon initial est constitué des unités légales présentes dans les DADS et dans FARE, appariées avec MVC.

### Construction de l'échantillon et comparaison avec TEPP

La table 2 détaille les étapes de nettoyage d'échantillon proposées par TEPP, et leur incidence sur le nombre d'unités légales présentes en 2013. Nous commençons par retirer les unités légales absentes de la base mouvement de créance en 2013 et en 2014, puis retirons chaque année les unités légales appartenant aux percentiles extrêmes de chaque ratio financiers<sup>13</sup>. Nous retirons ensuite les unités légales ayant strictement moins de 5 salariés au 31 décembre, ce qui conduit à diviser la taille de l'échantillon par plus que deux. Un premier contrôle de cohérence des sources consiste à retirer les observations pour lesquelles le taux apparent de CICE est trop élevé (plus que 6 % en 2013 et plus que 8% en 2014). Un deuxième retire les UL présentant une masse salariale négative dans FARE. Puis, on retire les unités légales hors champ (unités légales agricoles, financières, administration, enseignement, intérim, ainsi que les associations). Un troisième contrôle de cohérence consiste à retirer les UL pour lesquelles les taux apparents réels et simulés de CICE diffèrent de plus ou moins 50%. Enfin, un dernier filtre de cohérence retire les unités légales de plus de 20 équivalent temps plein pour lesquelles le ratio des équivalents temps plein estimés entre FARE et les DADS sont incohérents. La dernière étape cylindre l'échantillon.

TABLE 2 – Nettoyage de l'échantillon : détail des filtres

Etape du filtre	Nombre d'UL en 2013	ETP totaux en 2013
Echantillon initial (FARE - DADS)	1 211 421	12 168 844
Entreprises présentes dans MVC	763 845	10 707 657
Filtre percentiles extrêmes	669 715	9 255 612
Filtre effectifs (31 décembre) $\geq 5$	302 554	8 589 561
Filtre traitement trop élevé	290 880	8 170 897
Filtre salaires et traitement (FARE) négatifs	290 779	8 169 341
Filtre de champ	279 949	7 703 590
Filtre cohérence CICE	260 598	6 864 852
Filtre cohérence source emploi	260 580	6 863 866
Cylindrage (2009-2014)	134 822	4 504 278

L'échantillon que nous reconstituons en suivant le processus indiqué par TEPP semble s'approcher de manière satisfaisante de leur base de travail. La figure 2 semble avoir une allure identique à celle présentée dans le rapport de TEPP.

De manière plus quantitative, nous nous appuyons sur les tables en annexe 4 du rapport de septembre 2016 pour une comparaison approfondie. Nous disposons du même nombre d'unités légales (à moins de

13. A l'exception du premier percentile du taux d'exportation, qui conduirait à retirer plus de la moitié de l'échantillon, vu le grand nombre d'entreprises non exportatrices

TABLE 3 – Caractéristiques des entreprises en 2012

	Taux apparent de CICE en 2013 (en %)			
	T ≤ 2.6	2.6 ≤ T ≤ 3.3	3.3 ≤ T ≤ 3.8	T ≥ 3.8
Nombre d'UL	33705	33706	33705	33706
Eff. ETP FARE	42,6	42,4	32,8	14,8
Eff ETP DADS	42,6	42,4	32,8	14,8
Eff 3112 FARE	46,7	47,6	37,9	17,9
Eff 3112 DADS	46,4	47,3	37,8	17,9
Eff moyen DADS	46,1	46,4	36,9	17,4
Masse salariale FARE	1896,2	1338,9	923,5	415,6
Masse salariale DADS	1917,2	1350,9	896,5	372,0
Salaires moyen par tête FARE (k)	43,6	33,5	31,1	30,8
Salaires moyen par tête DADS (horaire)	20,5	15,7	13,9	12,2
CA (k)	14705,4	10722,3	5672,8	2156,4
<b>Ratios économiques</b>				
Productivité du travail (k)	82,9	60,6	53,7	51,2
Taux de marge	14,9%	13,4%	12,5%	13,6%
Rentabilité économique	20,3%	15,5%	15,2%	14,5%
Intensité capitalistique (k)	46,4	47,1	41,0%	40,3%
Taux d'export	8,6%	4,1%	2,4%	1,7%
Taux d'investissement	5,4%	6,8%	7,1%	7,2%
Taux d'endettement	41,4%	56,8%	67,4%	78,6%
Taux de prélèvement financiers	4,9%	5,8%	6,0%	7,2%
<b>Secteur</b>				
Industrie	19,8%	22,3%	17,1%	19,9%
Construction	16,6%	23,7%	31,1%	4,3%
Tertiaire	63,3%	53,9%	51,7%	75,8%
R et D	0,4%	0,2%	0,1%	0,0%
<b>Structure des emplois (ETP)</b>				
Ouvriers	30,5%	46,2%	54,4%	41,7%
Employés	24,7%	26,7%	28,8%	45,0%
Professions intermédiaires	19,1%	15,5%	11,3%	10,2%
Cadres	21,9%	9,0%	4,4%	2,8%
Ingénieurs Ret D	2,0%	0,6%	0,2%	0,1%
Techniciens R et D	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Femmes	33,4%	29,7%	29,4%	40,8%
Moins de 30 ans	23,2%	26,6%	31,1%	36,1%
Plus de 50 ans	25,5%	23,9%	21,2%	18,4%
CDI	90,6%	88,4%	85,9%	83,3%
CDD	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Temps plein	91,2%	90,9%	88,9%	85,2%

Echantillon 5 salariés et +, nettoyé et cylindré sur 2009 - 2014. Structure des emplois très similaire en emploi au 31/12

*Cette table se propose de reproduire la table p62, annexe 4 du rapport de septembre 2016. La page 62 est reproduite en annexe du présent document*

2 000 près sur 135 000), et les quartiles d'exposition au traitement (Q25, Q50 et Q75) semblent être les mêmes, à quelques centièmes de pourcent près. Les masses salariales ainsi que les chiffres d'affaires issus de FARE sont très similaires pour les quatre groupes de traitement. Enfin, la répartition par secteur d'activité est identique par secteur x groupe de traitement, à un ou deux points de pourcentage près.



TABLE 4 – Caractéristiques des entreprises en 2013

	Taux apparent de CICE en 2014 (en %)			
	T ≤ 4.0	4.0 ≤ T ≤ 4.9	4.9 ≤ T ≤ 5.7	T ≥ 5.7
Nombre d'UL	33705	33706	33705	33706
Eff. ETP FARE	43,7	42,9	32,4	14,7
Eff ETP DADS	43,7	42,9	32,4	14,7
Eff 3112 FARE	47,7	48,4	38,1	18,0
Eff 3112 DADS	47,4	48,1	37,6	17,6
Eff moyen DADS	47,2	47,0	36,7	17,1
Masse salariale FARE	1966,1	1363,0	917,8	421,4
Masse salariale DADS	1990,4	1379,2	891,9	376,3
Salaire moyen par tête FARE (k)	43,9	33,8	31,5	31,2
Salaire moyen par tête DADS (horaire)	20,7	15,9	14,1	12,5
CA (k)	15035,0	10780,5	5669,3	2167,8
<b>Ratios économiques</b>				
Productivité du travail (k)	82,4	60,3	53,7	51,0
Taux de marge	14,2%	13,2%	12,4%	13,0%
Rentabilité économique	18,7%	15,1%	14,9%	13,8%
Intensité capitalistique (k)	48,6	49,1	42,3	42,5
Taux d'export	8,8%	4,1%	2,4%	1,7%
Taux d'investissement	5,2%	6,4%	6,6%	6,7%
Taux d'endettement	40,2%	51,6%	61,4%	67,2%
Taux de prélèvement financiers	4,4%	5,4%	5,4%	6,1%
<b>Secteur</b>				
Industrie	20,2%	22,5%	16,8%	19,3%
Construction	16,0%	22,3%	32,0%	5,6%
Tertiaire	63,5%	55,1%	51,2%	75,0%
R et D	0,4%	0,2%	0,0%	0,0%
<b>Structure des emploi</b>				
Ouvriers	30,4%	45,4%	54,6%	41,9%
Employés	24,8%	27,1%	28,6%	44,9%
Professions intermédiaires	18,9%	15,6%	11,4%	10,2%
Cadres	22,0%	9,2%	4,5%	2,7%
Ingénieurs Ret D	2,1%	0,5%	0,2%	0,1%
Techniciens R et D	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Femmes	33,6%	30,1%	29,3%	40,4%
Moins de 30 ans	22,2%	25,4%	30,0%	34,8%
Plus de 50 ans	26,8%	25,2%	22,4%	19,6%
CDI	91,1%	89,2%	86,8%	83,9%
CDD	8,9%	10,8%	13,2%	16,1%
Temps plein	91,4%	91,0%	88,8%	85,5%

*Cette table se propose de reproduire la table p67, annexe 4 du rapport de septembre 2016. La page 67 est reproduite en annexe du présent document*

Pour la question de l'emploi en comparant la table 3 à son homologue dans le rapport de TEPP, les groupes d'exposition 3 et 4 (les plus fortement exposés) sont assez similaires sur les effectifs en équivalent temps plein issus de FARE. C'est moins le cas en ce qui concerne les deux groupes les moins exposés : nous ne trouvons pas de différence significative en équivalent temps plein entre le premier et le deuxième

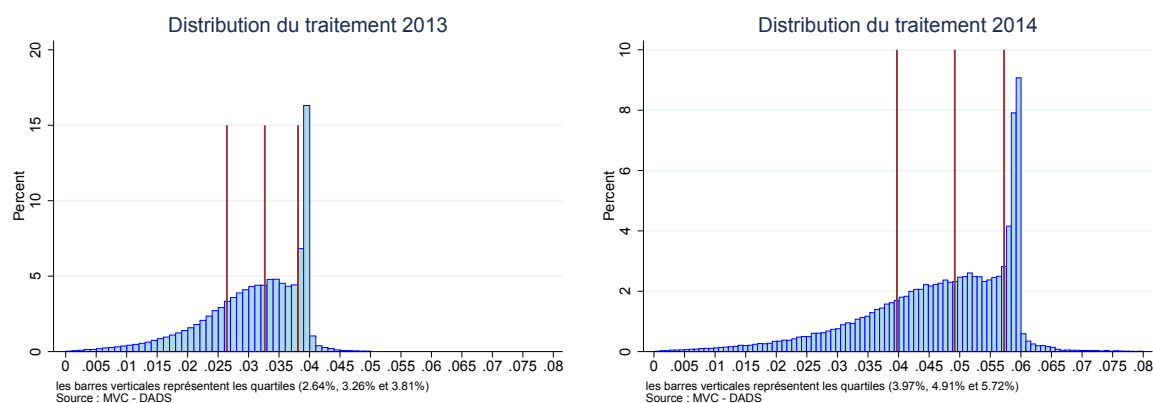


FIGURE 2 – Distribution de l'exposition au CICE

groupe, alors que les ETP de TEPP du deuxième groupe sont significativement inférieurs, quelle que soit la source utilisée. Ces différences de volume d'emploi peuvent se retrouver dans les variables de salaire moyen par tête (SMPT). Le SMPT issu de FARE est inférieur à celui de TEPP pour le premier groupe, et supérieur pour les trois autres. Il est probable que ces différences de mesure de l'emploi causent des différences dans les variables de structure de l'emploi. Nous présentons la structure d'emploi en rapport d'équivalent temps plein issu des DADS<sup>14</sup>. De même, les données que nous présentons sont les moyennes arithmétiques des structures des emplois, et non pas des moyennes pondérées, qui donneraient une représentation agrégée de la structure de l'emploi des groupes de traitement. Il est probable que l'équipe TEPP ait utilisé un jeu de pondération dans la présentation de ces tables, possiblement différent pour chacune des variables. Nous obtenons une très forte sur-représentation globale des ouvriers dans notre échantillon par rapport à TEPP, particulièrement marquée sur le troisième groupe ; une représentation différente des employés pour les groupes 1,2 et 3, une représentation assez proche des professions intermédiaires et une sous-représentation des cadres dans le groupe le moins exposé. La structure d'âge semble être comparable entre notre échantillon et celui de TEPP. Enfin, la part de l'emploi féminin diffère de manière sensible entre les deux échantillons pour le troisième groupe.

Les divergences sur les ratios économiques sont plus fortes. Les ordres de grandeur pour la productivité du travail apparente du travail sont similaires entre notre échantillon et celui de TEPP ; mais les taux de marge, de rentabilité économique et l'intensité capitalistique sont différents. Il est à noter que, même après filtrage, et retrait des percentiles extrêmes, les distributions à l'intérieur des groupes de ces variables de performances restent assez dispersées, et que les médianes sont sensiblement différentes des moyennes, dans notre échantillon. En ce qui concerne le taux d'exportation, les valeurs proposées par TEPP nous paraissent inconciliables avec les faits stylisés agrégés s'il s'agit d'une simple moyenne arithmétique<sup>15</sup>. Les taux d'endettement de notre échantillon sont supérieurs à ceux de TEPP mais respectent la tendance suivant l'exposition au traitement ; et les taux d'investissement et de prélèvements financiers restent compatibles.

14. TEPP ne précise pas quel concept d'emploi est utilisé pour la structure

15. En 2015 : 9% des entreprises exportent pour un taux moyen d'export de 29 %, ce qui devrait donc ramener le taux moyen sur toutes les entreprises à moins de 3%). Il est probable que les auteurs aient présenté le ratio conditionnel à réaliser un chiffre d'affaires positif à l'export ou encore que le taux d'export soit pondéré par le CA

## Bilan sur la reconstitution de l'échantillon

L'échantillon reconstitué est, suivant de nombreux indicateurs, proche de celui utilisé par l'équipe TEPP. La divergence entre les variables de TEPP et celles de la réplication, en particulier en ce qui concerne la structure des emplois, pourrait provenir d'une construction différente à partir des DADS postes des variables d'emploi par catégorie socio-professionnelle ou encore d'une présentation des statistiques descriptives qui gagnerait à être mieux documentée.

### 2.3 Résultats et comparaisons

Les estimations sont menées sous Stata 14, avec le package *ivreg2* ; les poids des régressions pondérées sont toujours les niveaux des effectifs en équivalent temps plein issus de FARE, et sont considérés comme des poids d'échantillonnage au sens de Stata. Nous présentons en table 5 les résultats de l'estimation des effets emplois pour l'année 2013 (spécification (1)), et en table 6 ceux pour l'estimation des effets emplois en 2013-2014 (spécification (2)). Ces estimations permettent de tester :

- la robustesse au concept d'emploi utilisé : les équivalents temps plein, les effectifs au 31 décembre et les effectifs moyens
- les différences suivant la pondération ou non des régressions par les effectifs
- la robustesse au jeu d'instruments utilisé, comme proposé par TEPP : les quartiles d'exposition simulés en 2012 et 2011 (A) ; et les quartiles simulés en 2011 et 2010 (B).

Les tables présentent les coefficients estimés, écart-types (robustes estimés avec White) et leur significativité pour les trois quartiles. Les lignes du bas incluent le nombre d'observations, le coefficient de détermination, la valeur p du test de Hansen, qui teste l'hypothèse nulle de sur-identification<sup>16</sup> et la statistique (F-stat) de Cragg-Donald, qui correspond au pouvoir explicatif des instruments sur les variables endogènes, pour tester les instruments faibles. Staiger *et al.* (1997) considèrent que l'hypothèse d'instruments faibles peut être rejetée pour une valeur de la F stat supérieure à 10, ce qui est toujours très largement le cas.

Les résultats de TEPP que l'on propose de répliquer ici sont repris en Figure 3. **Les résultats obtenus lors de la réplication sont globalement en ligne avec TEPP**, dont le message principal est un effet positif sur les entreprises du quatrième groupe, c'est à dire les plus exposées au traitement. Le coefficient du quatrième groupe de traitement est toujours positif, significatif, et du même ordre de grandeur : de 5% en moyenne, 4.2% pour les estimations passant le test de suridentification. Les coefficients des deux autres groupes de traitement ne sont pas significatifs pour les régressions pondérées, et de faible ampleur lorsqu'ils sont significatifs. Pour 2013, TEPP donne un coefficient sur le quatrième quartile de 0.031 (cf figure 3, colonne 2)<sup>17</sup> dans la spécification estimée avec les équivalents temps plein, à rapprocher 0.038 dans notre cas. Dans la spécification avec les effectifs moyens (des DADS) pondérés et les instruments (A), nous trouvons un effet de 0.045 significatif, à comparer avec 0.029 pour la même spécification avec TEPP (cf figure 3, colonne 3). Contrairement à l'équipe TEPP, l'effet significatif porté par le quatrième quartile concerne également l'emploi au 31/12. **De manière générale, dans les régressions pondérées, les conclusions ne varient que marginalement d'une source et d'un concept d'emploi à l'autre.**

Les tests de suridentification sont globalement peu probants (l'hypothèse nulle correspond à la cohérence des instruments, qu'il vaut mieux donc ne pas rejeter) : l'hypothèse de suridentification est non rejetée dans seulement trois cas à 1%, deux avec les effectifs au 31 décembre, et un avec les effectifs moyens, et dans seulement deux cas à 5% (effectifs au 31 décembre), tandis que les tests de suridentification sont beaucoup plus rarement rejetés dans la table reprise en Figure 3.

16. Il s'agit de la J-stat de Hansen, qui considère le cas hétéroscédastique, contrairement à la statistique de Sargan

17. Facteur correctif de 100 pour les pourcentages

TABLE 5 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	0,003 0,005	0,009 0,006	0,009 0,002 ***	0,016 0,003 ***	0,001 0,006	0,009 0,007	0,003 0,003	0,009 **	0,006 0,005	0,008 0,006	0,008 0,002 **	0,013 0,003 ***
Q3	0,001 0,006	-0,003 0,006	-0,015 0,003 ***	-0,018 0,003 ***	0,007 0,007	0,001 0,007	-0,007 0,003 *	-0,008 0,004 *	0,009 0,006	0,003 0,006	-0,010 0,003 ***	-0,015 0,003 ***
Q4	0,038 0,006 ***	0,056 0,006 ***	0,047 0,003 ***	0,069 0,003 ***	0,036 0,007 ***	0,044 0,008 ***	0,039 0,004 ***	0,048 0,004 ***	0,045 0,006 ***	0,055 0,006 ***	0,051 0,003 ***	0,066 0,003 ***
N	134818	134818	134818	134818	134787	134787	134787	134787	134818	134818	134818	134818
R2	0,099	0,092	0,056	0,035	0,058	0,057	0,025	0,021	0,096	0,090	0,041	0,025
Hansen	0,000	0,003	0,000	0,000	0,605	0,001	0,434	0,033	0,049	0,003	0,000	0,000
CD F stat	2488	2055	1424	1106	2488	2055	1423	1106	2488	2055	1424	1106

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

TABLE 6 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013-2014

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	0,011 0,009	0,018 0,010	0,011 0,004 **	0,021 0,004 ***	-0,086 0,076	-0,088 0,084	0,009 0,004 *	0,016 0,005 ***	-0,012 0,019	-0,013 0,021	0,013 0,004 ***	0,021 0,004 ***
Q3	0,000 0,010	-0,007 0,010	-0,014 0,004 ***	-0,017 0,004 ***	0,012 0,025	0,026 0,036	-0,011 0,005 *	-0,010 0,005 *	0,007 0,011	0,001 0,013	-0,014 0,004 ***	-0,022 0,004 ***
Q4	0,046 0,010 ***	0,066 0,010 ***	0,054 0,005 ***	0,082 0,005 ***	0,002 0,041	0,010 0,040	0,054 0,005 ***	0,063 0,006 ***	0,044 0,013 ***	0,054 0,013 ***	0,071 0,004 ***	0,089 0,005 ***
N	134817	134817	134817	134817	134752	134752	134752	134752	134816	134816	134816	134816
R2	0,096	0,093	0,068	0,060	0,137	0,135	0,041	0,040	0,108	0,107	0,055	0,044
Hansen	0,070	0,000	0,000	0,000	0,854	0,277	0,314	0,099	0,352	0,012	0,001	0,009
CD F stat	1921	1660	1226	982	1920	1660	1226	982	1921	1660	1226	982

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

Le message est similaire pour 2014, à quelques différences près. L'effet positif sur le quartile le plus exposé disparaît dans les régressions pondérées en effectifs au 31 décembre, mais reste significatif pour les effectifs en équivalent temps plein. Seul l'effet sur le groupe le plus traité est significatif pour les régressions pondérées qui passent le test de suridentification, avec une amplitude cohérente avec ce qui était trouvé en 2013 en absence d'effet en 2014 (coefficient : 4.4%). Ces résultats sont de nouveaux cohérents avec les résultats trouvés par TEPP pour l'effet joint 2013-2014.<sup>18</sup>

Nous reproduisons dans un second temps les résultats des mêmes estimations, cette fois en ventilant les résultats par catégories socio-professionnelles. Nous nous concentrons sur les catégories au premier niveau de la nomenclature des PCS, et les plus représentées : les employés, les ouvriers, les professions intermédiaires et les cadres<sup>19</sup>. Nous conservons les mêmes concepts d'emploi, les mêmes pondérations et les mêmes jeux d'instruments que pour les estimations d'emploi total. Les échantillons sont naturellement plus petits que l'échantillon emploi total puisque toutes les CS ne sont pas représentées dans toutes les unités légales. Par ailleurs, on peut signaler que les échantillons sur le concept d'emploi "effectifs au 31 décembre" sont systématiquement plus réduits que les autres, ce qui est encore une fois naturel puisque les postes qui ne sont pas présents au 31 décembre ne sont pas comptés dans les effectifs au 31 décembre, mais participent quand même à la construction des deux autres types d'effectifs.

TEPP n'a pas précisé sur quel concept d'emploi ils avaient mené leurs estimations par PCS. Nous présentons en table 7 les régressions pondérées menées sur les effectifs moyens des DADS (donc au prorata de la durée de rémunération), avec les instruments 2011-2012<sup>20</sup>. Dans ces estimations, les spécifications ne passent le test de suridentification au seuil de 5 % que pour le quatrième groupe des professions intermédiaires, pour un effet de 5.4%. Si le seuil de rejet est à 1%, alors on trouve également des effets forts et positifs pour l'emploi des ouvriers, dans les trois groupes de traitement (6.7%, 15.3% et 19.3% pour G2, G3, G4). Le test de suridentification ne serait pas rejeté pour les employés, mais l'effet estimé serait non significatif pour tous les groupes de traitement. Enfin, le test de suridentification pour les cadres resterait rejeté. Pour TEPP, les tests de suridentification ne sont jamais rejetés, le quatrième quartile des ouvriers est positif et significatif, et le quatrième quartile des cadres est très fortement négatif et significatif; tous les autres coefficients restant non-significatifs. En définitive **nous ne retrouvons pas les mêmes effets emploi en 2013 par catégorie socio professionnelle que TEPP**. Les résultats obtenus ici ne sont cependant pas très crédibles (amplitude excessive).

#### Bilan sur la réplication des estimations

Les résultats obtenus sur l'emploi total sont qualitativement les mêmes que les résultats de l'équipe TEPP. Dans le cadre de cette spécification, l'effet sur le quatrième quartile apparaît robuste. En revanche, nous n'avons pas pu répliquer des résultats par CS, ce qui pourrait s'expliquer par des différences dans la construction des variables d'emploi ventilées par CS. Au delà de la construction des variables, les tests de suridentification dans la spécification de référence et l'ampleur des coefficients dans la spécification par CS peuvent amener à questionner la stratégie empirique. Enfin, en mars 2017, la question des tendances communes centrale pour l'estimation par différence de différence n'est pas encore abordée.

Le modèle économétrique du TEPP compare les variations d'emplois dans les 4 quartiles d'exposition au CICE, et montre que la variation de l'emploi a été plus forte d'environ 4 points dans le quatrième quartile par rapport au premier quartile. Notons que cela veut dire symétriquement que le premier quartile (et le second et le troisième, quand les effets sont non significatifs) a vu son emploi croître de 4 points de moins que le quatrième quartile. Sous l'hypothèse forte que le CICE n'a eu aucun effet sur le premier quartile d'exposition, on peut interpréter les résultats sur le quatrième quartile comme des créations ou sauvegardes d'emplois. L'hypothèse est forte mais elle semble bien plus valide que de

18. La table reproduite en Table 6 est l'homologue de la table 1-C p.5 du rapport de mars 2017, Gilles *et al.* (2017)

19. Et nous ne menons pas en particuliers l'analyse sur es commerçants, artisans et chefs d'entreprise, ni sur les catégories spécifiques du TEPP, ingénieurs R&D et techniciens R&D, qui comprennent trop peu d'observations non nulles.

20. Les régressions complètes sont disponibles en annexe, Tables 21, 22, 23, 24

TABLE 7 – Effets emploi en 2013 par PCS

Effectifs moyens DADS				
Régressions pondérées par les effectifs (ETP totaux)				
Instruments : 2012-2011				
	employés	ouvriers	professions intermédiaires	cadres
Q2	-0,013 0,018	0,067 0,029 *	-0,016 0,015	-0,007 0,013
Q3	-0,016 0,021	0,153 0,036 ***	-0,005 0,018	0,022 0,017
Q4	0,03 0,019	0,193 0,04 ***	0,054 0,021 *	0,108 0,022 ***
N	115791	103099	75512	66574
R2	0,069	0,088	0,061	0,044
Hansen	0,021	0,035	0,687	0,007
CD F stat	2239	1697	1176	677

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

supposer qu'il n'y a pas d'effet sur le quatrième quartile, et d'interpréter ces variations relatives comme des destructions d'emplois dans les 3 quartiles d'exposition faible. En revanche, pour les décompositions par CS, en particulier pour l'emploi des cadres, l'hypothèse selon laquelle le CICE n'a eu aucun impact sur l'emploi de cette catégorie dans le premier quartile d'exposition peut sembler critiquable. En effet, dans l'échantillon TEPP reconstitué, les cadres représentent en moyenne 21% de l'emploi, contre moins de 3% dans le quatrième quartile. Étant donné cette structure de l'emploi, on peut penser que l'effet attendu du CICE n'est pas dans le quatrième quartile, mais au contraire peut-être dans le premier, qui a structurellement plus besoin d'employer des cadres et dont l'exposition peut varier entre 0 et 2.6%. Sans prétendre trancher sur la validité de telle ou telle hypothèse, cette discussion a pour objet de mettre en lumière une autre source de divergence quand on compare les résultats des deux équipes : les résultats de TEPP se lisent systématiquement par rapport à une hypothèse, qui peut être plus ou moins vraisemblable selon les populations considérées. Souvent, dans l'interprétation des résultats est défini implicitement un groupe de contrôle, le premier quartile, sans rappeler qu'il est lui aussi traité (notamment les très grandes entreprises dont le CICE en valeur est très important mais faible par rapport à leur masse salariale). La question de l'hypothèse de tendance commune d'une stratégie en double différence qui permettrait a minima d'évaluer la pertinence des groupes de contrôle est abordée dans les rapports plus récents remis à France stratégie. Pour l'équipe LIEPP, la référence implicite est le traitement nul, qui a certes le désavantage d'être mal (pas) représenté sur le support des expositions au CICE mais permet de tenir compte également dans les estimations de différences entre des expositions au CICE de 1% et de 2% par exemple qui pourrait être critique dans le cas de l'emploi des cadres.

La faible robustesse des tests de suridentification pose question. En particulier, il est étonnant que l'utilisation des quartiles de traitement simulés en 2012 et 2011 "passe" beaucoup plus fréquemment le test de suridentification que les spécifications estimées avec les quartiles simulés en 2011-2010. Bellemare *et al.* (2017) montrent que l'utilisation des variables endogènes retardées comme instruments peut parfois conduire à des interprétations erronées, selon le processus générateur de données sous-jacent, l'intuition étant que l'utilisation des endogènes retardées ne fait que déplacer le problème de corrélation contemporaine entre la variable endogène et la perturbation vers un problème de corrélation temporelle

de la source d'endogénéité. Une autre interrogation consiste en la pertinence d'un test de suridentification pour tester la cohérence de 6 instruments qui sont groupés, dans le sens où l'on a deux groupes de 3 instruments qui ne peuvent pas être considérés les uns sans les autres ; L'intuition des tests de suridentification, dont l'hypothèse nulle est la cohérence des estimés avec des sous-ensembles d'instruments est difficile à saisir dans ce cas précis.

### 3 Réplication des travaux du LIEPP

#### 3.1 La stratégie empirique du LIEPP

L'analyse du LIEPP s'apparente à une estimation en différence de différence. La différence temporelle correspond à la mise en place du dispositif, dès 2013 ; la différence de traitement correspond à l'exposition au CICE, appelé "taux apparent". Plus précisément, l'estimation est faite en panel, avec effets fixes entreprise et indicatrices temporelles croisées avec l'intensité du traitement :

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta_{2013}T_{it}\mathbb{1}_{t=2013} + \beta_{2014}T_{it}\mathbb{1}_{t=2014} + \sum_j \gamma_j X_{ijt} + \nu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Où  $Y_{it}$  est le niveau d'emploi de l'unité légale  $i$  à la date  $t$ . La variable de traitement  $T_{it}$  est le taux apparent de CICE de l'année précédente, imputée grâce aux DADS :

$$T_{it} = -\ln\left(1 - \frac{\text{CICE}_{i,t-1}^{\text{imputé}}}{\text{Masse salariale}_{i,t-1}}\right)$$

Les variables de contrôle  $X_{ijt}$  sont utilisées pour pouvoir contrôler des tendances non-communes qui risquent de biaiser l'estimation en double différence. Les auteurs utilisent des effets fixes secteur x année, des effets fixes taille x année ; les valeurs retardées de un an de : la productivité apparente du travail, du stock de capital (immobilisations corporelles et incorporelles), du salaire moyen par tête, du taux d'exposition au CICE, mais non interagi avec l'indicatrice temporelle, et de la part de la masse salariale rémunérée au dessous de 1.5 fois le SMIC, croisée avec des indicatrices d'année. Les  $\gamma_f$  sont les effets fixes entreprises. Enfin,  $\epsilon_{it}$  est un terme de perturbation. Cette stratégie d'estimation est comparable à une analyse sur l'intention de traiter, et non pas sur traitement effectivement reçu, même si les deux variables sont très proches, par construction.

De manière classique dans une analyse en différence de différence, il est crucial de s'assurer de l'hypothèse de tendance commune : conditionnellement aux observables, les unités légales auraient eu le même comportement d'emploi en l'absence du CICE. Les auteurs conditionnent par les variables de contrôle  $X_{ijt}$ , et estiment également un test placebo en attribuant le traitement en 2012, et en estimant le modèle sur 2010-2012. Dans les cas où le test placebo n'est pas concluant (donc avec un coefficient significatif pour le traitement fictif), signe que l'hypothèse de tendance commune n'est pas vérifiée, les auteurs passent en triple différence (en conservant les effets fixes entreprise).

#### 3.2 Reconstitution de l'échantillon LIEPP

Comme précédemment pour l'échantillon TEPP, les données relatives à l'emploi proviennent des fichiers postes régionaux des DADS, et les données comptables d'entreprise de FARE. Nous commençons par reconstituer les données d'emploi par unité légale et par UL x CS avec les DADS<sup>21</sup>. Les DADS nous permettent également de reconstituer l'assiette du CICE pour chaque année, ainsi que la part de la masse salariale correspondant aux rémunérations inférieures à 1,5 fois le SMIC. Cet échantillon d'unités légales est ensuite apparié avec les données issues de FARE, comprenant le secteur d'activité, le stock de capital ainsi que la productivité du travail ; et avec la base MVC. Cet échantillon initial est ensuite nettoyé et cylindré.

Les étapes de filtrage effectuées sont exposées en table 8, accompagnées de l'incidence du filtrage sur le nombre d'unités légales en 2013 et en 2014. Elles reprennent les étapes détaillées en p.44 à 52 du rapport de mars 2017 (Carbonnier *et al.* (2017)). L'échantillon initial est constitué par les unités légales présentes dans la base DADS et dans FARE. Nous retirons les unités légales qui ne sont pas présentes dans MVC, qui sont des entreprises non soumises à l'impôt sur les sociétés, ou qui n'ont pas initialisé de créance en 2013, par exemple parce qu'elles n'étaient pas éligibles compte-tenu de leurs structures des salaires. Nous retirons ensuite les unités légales pour lesquelles le traitement réel (CICE

21. Il s'agit de la catégorie socio-professionnelle agrégée, à un caractère



TABLE 8 – Constitution de l'échantillon LIEPP.

Etape de filtrage	Unités légales		Nombre de postes (non annexes) 2013
	2013	2014	
Echantillon initial	1 211 401	1 209 894	17 634 495
UL présentes dans MVC	764 194	797 041	15 396 887
Cohérence traitement réel et imputé	723 434	742 800	14 666 244
Au moins un ETP chaque année	652 540	671 210	14 556 299
Traitement non aberrant	645 378	663 572	14 369 713
Cylindrage (2010-2014)	368 023	368 023	10 673 727

de MVC/masse salariale) est incohérent avec celui que nous imputons avec les données des bases DADS individuelles. Précisément : on retire les observations du dernier percentile de la distribution traitement imputé / traitement réel, ce qui conduit mécaniquement à retirer de l'échantillon les unités légales ayant initialisé une créance nulle en 2013 ou en 2014, mais cependant présentes dans MVC. Nous retirons ensuite les unités légales ayant strictement moins de un équivalent temps plein (source FARE), puis les unités légales ayant un traitement trop élevé (dernier percentile de la distribution en 2013 et en 2014), ce qui revient de fait à retirer les unités légales dont le traitement est supérieur à 6% en 2013 et 8% en 2014. Nous pouvons alors construire les variables de contrôle sur cet échantillon, et retirer les valeurs manquantes, qui ne participent de toute manière pas aux estimations. Nous cylindrons enfin l'échantillon sur la période 2010-2014, pour obtenir 368 023 unités légales, et donc 1 840 115 observations au total, à rapprocher des 1 788 824 de LIEPP (Tableau 10 du rapport).

Contrairement à TEPP, LIEPP a choisi de garder un champ très large, y compris en ce qui concerne les entreprises dites "profilées historiques"<sup>22</sup> des bases de statistiques d'entreprise, et ont donc décidé de constituer de la même manière leurs autres bases, donc y compris les DADS et la base de mouvement de créances, en regroupant les unités légales appartenant au contour des profilées historiques. Cependant, un nombre conséquent des unités légales du contour des entreprises profilées ne sont pas dans MVC<sup>23</sup>. Ici, nous choisissons donc d'exclure les profilées historiques dans la réplique de LIEPP.

Nous exposons ci-après les points sur lesquels il nous a manqué des éléments, accompagnés des hypothèses que nous avons formulées pour lever l'imprécision. Certaines peuvent paraître anecdotiques et relever de coquilles, mais elles clarifient ce qui a été fait dans cette réplique.

- Utilisation d'effets fixes "secteur x année". LIEPP utilise les six secteurs suivant pour présenter les résultats : Industrie, Energie, Construction, Commerce, Services aux entreprises et Services aux ménages. Les quatre premiers secteurs sont facilement identifiables via le code d'Activité principale exercée (APE). Nous faisons le choix de considérer comme "services aux personnes" les services dont la division est supérieure à 84, (quitte à considérer que l'hébergement et la restauration sont des services aux entreprises), ce qui semble cohérent avec le nombre d'unités légales obtenu par LIEPP dans les analyses sectorielles. Cependant, les  $R^2$  semblent compatibles avec des effets fixes sectoriels à un niveau plus fin.
- Dans le rapport de mars 2017 (p.57), il est indiqué que les contrôles incluent la "part de la masse salariale inférieure à deux fois et demie le salaire minimum, soit  $I_{it}$ , mais cette fois sans croisement avec des indicatrices d'années". Nous comprenons cependant que l'intention de traiter  $I_{it}$  n'est pas égale à cette variable de contrôle d'intensité, puisqu'il existe une modulation de la part de la masse salariale sous 2.5 SMIC (contrôle d'intensité) égale à 4% en 2013 et 6% en 2014. Nous choisissons de retenir la variable en proportion de masse salariale éligible (qui nous semble être le contrôle d'intensité auquel se réfère les auteurs). Par ailleurs, nous exprimons cette

22. Renault DIF, SEB, PSA, et le pôle vitrage de Saint Gobain pour 2011

23. Plus précisément, on ne retrouve pas dans MVC en 2013 : la quasi-totalité des UL de PSA DAF, 20% de celles de Saint Gobain pôle vitrage, 70% de celles d'Accor, la moitié de celles de Renault DIF et presque un quart de celles de SEB.

proportion :  $\frac{\text{Assiette CICE}}{\text{Masse salariale}}$ , et non pas  $-\ln\left(1 - \frac{\text{Assiette CICE}}{\text{Masse salariale}}\right)$ , vu que la linéarisation du logarithme est largement rejetée pour ces proportions.

- LIEPP ne précise pas si les variables de contrôle capital, salaire moyen et productivité du travail sont en niveau (brut) ou en log. Nous les prenons en log.
- Dans la présentation des données et de l'échantillon, nous n'avons pas trouvé de détail concernant les restrictions de champ. En particulier, nous supposons donc que les unités légales du secteur de l'intérim font partie de l'échantillon d'analyse.
- L'estimation de référence (tableau 10 du rapport complémentaire) présente des nombres d'observations incompatibles avec des échantillons cylindrés. Une possibilité repose dans des opérations de nettoyage post-cylindrage. Une autre pourrait être la conservation d'observations UL\*année comprenant des valeurs manquantes (par exemple dans les variables de contrôle), causant la perte du cylindrage strict.

### Comparaison avec les statistiques descriptives de LIEPP

Nous proposons quelques statistiques descriptives pour comparer l'échantillon ainsi obtenu avec celui de LIEPP. Il convient cependant de noter que le champ des tableaux proposés par LIEPP est légèrement imprécis, en ce qu'il s'agit de "l'échantillon d'étude", ce que nous comprenons être la base de données de LIEPP avant traitement, et en particulier avant cylindrage. Le tableau 9 en annexe présente un équivalent au tableau 1 du rapport complémentaire du LIEPP de mars 2017.

TABLE 9 – Statistiques descriptives LIEPP reconstituées

Variable	2010	2011	2012	2013	2014
<b>Emploi</b>					
Nombre de postes (DADS)	28,3	30,1	29,0	29,0	29,1
Equivalents temps plein (FARE)	20,2	20,5	20,9	21	21,1
Nombre d'heures salariées (DADS)	39229	40575	40318	40718	40563
<b>Contrôles</b>					
Salaire moyen par tête (en k€)	26,9	27,5	28,3	28,6	29,0
Salaire horaire moyen (en €)	14,88	15,21	15,58	15,77	16,01
Productivité du travail (en k€)	70,8	72,4	70,2	69,5	68,3
Stock de capital (en k€)	2986	3122	3259	3461	3580

Les variables d'effectifs moyens (en ETP de FARE) ainsi que le nombre d'heures travaillées, sont très similaires entre le LIEPP et notre échantillon (une vingtaine d'ETP et environ 40 000 heures salariées). En revanche, les effectifs en nombre de postes sont très largement inférieurs dans notre échantillon à ceux de LIEPP (une trentaine dans cette étude, contre plus de 50 pour LIEPP). Il est probable que la différence soit due au choix de filtrer ou non les postes annexes des DADS dans le calcul des effectifs. Nous avons fait le choix de retirer les postes annexes lors de la construction des variables d'emploi avec les DADS postes, comme préconisé par les producteurs<sup>24</sup>. Pour ce qui concerne les variables de contrôle, la différence dans les effectifs en nombre de postes se retrouve dans la valeur de salaire moyen par tête, de 27 à 29 k€ dans notre cas contre environ 17 k€ pour LIEPP. Encore une fois cette différence pourrait s'expliquer par le choix d'inclure ou non les postes annexes. Cette hypothèse est d'autant plus plausible que les moyennes des salaires horaires sont très proches (de l'ordre de 15.5 €/heure contre 16.5 €/heure). Les moyennes obtenues pour la productivité apparente du travail ainsi que pour le stock de capital sont dans les bons ordres de grandeur.

24. Guide utilisateurs DADS grand format 2014, p.21 : "Dans les exploitations standards des données DADS, on cherche à ne retenir que les « vrais » emplois, ceux qui contribuent de façon significative à l'appareil productif."

Nous proposons également de vérifier l'adéquation de notre échantillon à celui du LIEPP en comparant leurs structure selon la taille d'entreprise, les secteurs d'activité, les salaires moyens et la productivité apparente du travail<sup>25</sup>, et présentons en table 10 les représentations relatives des catégories (tailles d'entreprise, secteurs d'activité, quantiles de salaires moyens et de productivité) par degré d'exposition au traitement en 2014.

Pour les tailles d'entreprise, notre échantillon reproduit bien celui de LIEPP pour les quatre premiers degrés d'intensité du traitement (sous représentation des TPE, sur-représentation des autres) et pour les entreprises les plus exposées (résultat inverse), mais pas pour le cinquième groupe d'intensité (de 5.5% à 5.9%), où notre représentation par taille s'apparente déjà à celles du groupe le plus exposé, à l'inverse de LIEPP. Les représentations diffèrent sensiblement en revanche pour les secteurs d'activité. La répartition des UL par intensité de traitement de notre échantillon est similaire à celle du LIEPP pour l'énergie et les services aux personnes, mais est très différente pour l'industrie, la construction et le commerce. En particulier, pour le commerce, nous trouvons une sur-représentation des UL dans le deuxième et troisième groupe (2 à 5 % d'exposition au CICE), alors que LIEPP la trouve surtout dans le sixième (>5.9% d'exposition au CICE). De même, nous trouvons une sur-représentation des plus traitées dans l'industrie, contrairement au LIEPP. Les représentations relatives des quantiles de salaire horaire moyen sont très proches de celles trouvées par LIEPP. Enfin, la représentation des quantiles de productivité du travail est également très similaire entre notre échantillon et celui de LIEPP.

#### Bilan sur la reconstitution de l'échantillon

Sur la plupart des statistiques considérées, l'échantillon reconstitué se rapproche de façon satisfaisante de l'échantillon de LIEPP. Les différences notables pourraient être liées à la non exclusion des postes annexes par l'équipe LIEPP.

### 3.3 Résultats et comparaisons

**Nous retrouvons le résultat principal de LIEPP pour l'emploi agrégé :** "Aucune des spécifications - pondérées ou non - pour aucune des variables dépendantes ne trouve un impact significativement positif du CICE sur l'emploi".

Les résultats sont donc qualitativement très proches. Quelques différences mineures au regard des conclusions subsistent. Les valeurs que nous trouvons pour les coefficients de détermination  $R^2$  (part de la variance expliquée par le modèle), de l'ordre de 0.5 à 0.6, sont très en deçà de celles trouvées par LIEPP pour les mêmes estimations (toujours supérieures à 0.97). Cela est sans doute dû à des effets fixes sectoriels introduits par LIEPP à un niveau fin. Aucun de nos coefficients correspondant aux tests placebos pour 2012 n'est significativement différent de zéro. En comparaison, le LIEPP rejette l'hypothèse de tendance commune à cause du placebo dans les régressions pondérées pour l'emploi en équivalent temps plein et l'emploi en heures rémunérées.

Pour compléter l'analyse, nous reproduisons les estimations menées par grande catégories socio professionnelles, et présentons les résultats en table 12. **De nouveau, les résultats sont cohérents avec les estimations présentées par le LIEPP** dans son rapport de mars 2016.

Plus précisément : un effet positif pour l'emploi des cadres, et un effet très négatif sur l'emploi des ouvriers, bien que les tests placebos soient rejetés pour l'estimation pondérée comme pour l'estimation non pondérée. Pour les professions intermédiaires, le test placebo n'est valide que pour la régression pondérée et indique un effet fort de l'exposition au CICE, dès 2013, ce qui est à nouveau en ligne avec le LIEPP (Page 30 du rapport, les auteurs indiquent que "aucune spécification concernant les professions intermédiaires ne donne d'effet significatif", alors que le tableau 11 du même rapport indique, pour la régression pondérée, un test placebo valide, et un effet fort et significatif à 5% pour le traitement 2014).

25. Cette comparaison s'appuie sur les tableaux 3, 4 et 5 du rapport complémentaire du 21 mars 2017 du LIEPP, repris en annexe

TABLE 10 – Hétérogénéité d'intensité de CICE

	Taille d'entreprise					
	TPE	PME	ETI	GE		
0 %-2 %	93,9%	130,3%	330,7%	407,0%		
2 %-4 %	95,5%	125,4%	182,7%	130,6%		
4 %-5 %	87,2%	176,0%	163,1%	197,8%		
5 %-5,5 %	91,7%	150,6%	77,0%	105,1%		
5,5 %-5,9 %	107,6%	56,1%	27,7%	14,0%		
5,9 %-6 %	112,0%	29,5%	10,7%	7,9%		
	Secteur de production					
	Indus.	Energ.	Cons.	Comm.	Serv. Ent.	Serv. Pers.
0 %-2 %	107,2%	48,0%	83,9%	57,4%	150,5%	60,9%
2 %-4 %	107,6%	97,4%	111,6%	112,2%	98,6%	63,6%
4 %-5 %	91,7%	130,0%	145,0%	127,6%	85,6%	71,7%
5 %-5,5 %	65,8%	221,3%	103,4%	86,6%	76,4%	75,4%
5,5 %-5,9 %	89,3%	99,9%	80,5%	95,8%	100,9%	142,1%
5,9 %-6 %	124,7%	30,4%	76,3%	89,8%	111,8%	135,0%
	Salaire horaire moyen					
	C1 – C5	Q1 sauf C1 – C5	Q2	Q3	Q4 sauf C96 – C100	C96 – C100
0 %-2 %	7,8%	6,4%	8,2%	19,0%	143,2%	1258,0%
2 %-4 %	20,5%	21,8%	37,6%	90,2%	277,1%	145,1%
4 %-5 %	25,6%	37,6%	88,3%	176,2%	122,3%	12,6%
5 %-5,5 %	42,3%	75,0%	148,4%	144,3%	46,7%	7,0%
5,5 %-5,9 %	154,6%	150,9%	134,8%	88,8%	30,0%	3,7%
5,9 %-6 %	220,6%	197,7%	124,4%	57,3%	19,1%	3,9%
	Productivité apparente du travail					
	C1 – C5	Q1 sauf C1 – C5	Q2	Q3	Q4 sauf C96 – C100	C96 – C100
0 %-2 %	69,5%	22,7%	27,1%	62,1%	229,7%	475,1%
2 %-4 %	79,2%	63,7%	75,6%	119,4%	145,3%	109,9%
4 %-5 %	76,6%	95,9%	119,5%	117,4%	76,6%	48,8%
5 %-5,5 %	88,8%	113,3%	126,3%	96,5%	72,2%	55,3%
5,5 %-5,9 %	101,8%	122,2%	109,0%	91,7%	82,1%	78,1%
5,9 %-6 %	144,4%	123,4%	100,3%	89,0%	81,8%	88,7%

Lecture : Une TPE a 1,12 fois plus de chance d'être parmi le groupe des plus exposés au CICE (5.9-6% en 2014) qu'une entreprise quelconque de l'échantillon. Chaque chiffre est calculé à partir de  $\frac{N_{\text{intensité de CICE X catégorie}}}{N_{\text{Catégorie}}} \frac{N}{N_{\text{intensité de CICE}}}$ . Il représente le ratio de la probabilité d'appartenir à un groupe de traitement sachant que l'on appartient à une catégorie sur la probabilité d'appartenir à un groupe de traitement.

#### Bilan sur la réplication des estimations

Les résultats obtenus sur l'emploi et l'emploi par catégorie socio professionnelle sont qualitativement les mêmes que les résultats de l'équipe LIEPP, et ceci malgré quelques différences dans la construction de l'échantillon.

TABLE 11 – Reproduction LIEPP : effet emploi total. Cette table se propose de reproduire le tableau 10 p 31 du rapport de mars 2017 (et pas le plus récent de septembre 2017, qui porte sur la période 2010-2015)

	Postes salariés (DADS)		Effectifs ETP (FARE)		Heures salariées (DADS)	
Régressions non pondérées						
Placebo 2012	-0,048		0,046		-0,062	
	0,067		0,059		0,056	
Traitement exogène 2013	-0,331		-0,345		-0,513	
	0,067		0,060		0,057	
	***		***		***	
Traitement exogène 2014	-0,398		-0,369		-0,521	
	0,052		0,047		0,047	
	***		***		***	
Nombre d'observations	1 104 069	1 840 115	1 104 069	1 840 115	1 104 069	1 840 115
Nombre d'unités légales	368 023	368 023	368 023	368 023	368 023	368 023
R2	0,48	0,60	0,60	0,63	0,60	0,62
Régressions pondérées						
Placebo 2012	-0,490		-0,128		-0,545	
	0,507		0,414		0,417	
Traitement exogène 2013	-0,305		-0,345		-1,185	
	0,366		0,306		0,313	
					***	
Traitement exogène 2014	-0,381		-0,484		-0,887	
	0,313		0,239		0,244	
			*		***	
Nombre d'observations	1 104 069	1 840 115	1 104 069	1 840 115	1 104 069	1 840 115
Nombre d'unités légales	368 023	368 023	368 023	368 023	368 023	368 023
R2	0,40	0,50	0,55	0,56	0,51	0,54

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

Cohérence : ordres de grandeurs et significativités pour les traitements 2013 et 2014

Différences : tests placebo 2012 ici validés pour les régressions pondérées ; les coefficients non pondérés pour les effectifs ETP et Heures salariés sont ici environ le double de ce qui est trouvé par le LIEPP

TABLE 12 – Réplication LIEPP : effet emploi par PCS. Cette table se propose de reproduire le tableau 11 p 31 du rapport de mars 2017.

	Cadres et Professions intellectuelles		Professions Intermédiaires		Ouvriers et employés	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Régressions non pondérées						
Placebo 2012	0,538		0,373		-0,391	
	0,126		0,155		0,097	
	***		*		***	
Traitement exogène 2013		0,875		0,465		-0,787
		0,123		0,148		0,094
		***		**		***
Traitement exogène 2013		0,689		0,240		-0,735
		0,094		0,112		0,072
		***		*		***
Nombre d'observations	436243	725662	505481	838686	1052759	1754390
Nombre d'unités légales	172651	187667	204678	222056	358036	360611
R2	0,42	0,43	0,41	0,40	0,41	0,53
Régressions pondérées						
Placebo 2012	0,999		0,647		-0,480	
	0,604		0,977		0,749	
Traitement exogène 2013		1,767		1,094		-1,234
		0,530		0,758		0,568
		**		*		*
Traitement exogène 2013		1,590		1,641		-1,452
		0,472		0,705		0,456
		**		*		**
Nombre d'observations	436243	725662	505481	838686	1052759	1754390
Nombre d'unités légales	172651	187667	204678	222056	358036	360611
R2	0,38	0,37	0,35	0,33	0,38	0,45

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

Similitudes et différences :

Test placebos 2012 identiques en pondérés, mais sensiblement différents en non pondérés : (1) 0.709\*\*\*, (3) (0.247\*), (5) (0.0772, n.s.)

Colonne (2) : très similaire sur la significativité des effets, mais LIEPP les trouve 3 fois plus fort en non pondérés.

Colonne (4) : forte différence, l'effet significatif pour ce groupe chez LIEPP étant restreint à la régression pondérée en 2014

Colonne (6) : Significativités et signes en ligne avec LIEPP, coefficients 2 fois supérieur ici dans la régression non pondérée, inférieurs dans la régression pondérée

## 4 Rapprochement

Les approches des deux équipes reposent sur une source d'identification similaire : comparer une variation d'emploi par entreprise à une intensité de traitement. Cependant, les modalités de cette identification diffèrent selon les deux équipes. Les échantillons et les concepts d'emploi utilisés ne se recoupent que partiellement. Les sources de différences sont à chercher parmi les suivantes :

1. Échantillons différents
2. Estimation en coupe (TEPP) ou en panel (LIEPP)
3. Effets fixes (LIEPP) ou différence première (TEPP)
4. Utilisation des variables de contrôles
5. Spécification linéaire (LIEPP) ou non linéaire (TEPP) du traitement
6. Instrument optimal (2SLS, TEPP) ou en forme réduite (LIEPP)

Dans cette partie, nous proposons d'explorer trois sources de différences. Nous commençons par vérifier la robustesse des spécifications aux questions de choix d'échantillon, puis la question de la spécification linéaire ou non-linéaire du traitement. Nous abordons en troisième lieu la sensibilité des estimations aux variables de contrôle et utilisons les enseignements de ces tests de robustesse pour proposer en quatrième partie un rapprochement des spécifications LIEPP et TEPP visant à inclure les mêmes sources d'identification et de contrôle. Il s'agit donc non pas de converger vers les résultats d'une équipe ou d'une autre, mais de réconcilier les spécifications économétriques autour d'un même résultat, quel qu'il soit. Ce rapprochement permet de mieux comprendre ce qui fait basculer les estimations d'un effet positif à un effet négatif, sans pour autant permettre de conclure sur l'effet du CICE sur l'emploi.

### 4.1 Influence de l'échantillon

La source principale de divergence entre les échantillons réside dans l'inclusion ou non des plus petites entreprises. TEPP décide d'exclure les entreprises de strictement moins de 5 salariés dans l'analyse, alors que LIEPP impose seulement la présence d'un équivalent temps plein. Pour le reste, les restrictions sur les valeurs aberrantes, ainsi que les conditions de cohérence entre CICE contemporain prédit et enregistré dans MVC semblent plus restrictives chez l'équipe TEPP que pour l'équipe LIEPP.

Pour étudier l'effet de la différence d'échantillon sur les résultats, nous choisissons de nous restreindre à la partie commune des échantillons de TEPP et LIEPP, et de tester les spécifications respectives des deux équipes sur cet échantillon commun. Sans surprise, l'échantillon commun est bien plus proche de celui de TEPP que de celui de LIEPP, à cause de l'exclusion des plus petites entreprises. Nous présentons en table 13 une synthèse stylisée des résultats.

Pour TEPP, tous les résultats sont conservés pour les variables d'emploi utilisées dans leurs spécifications de référence (ETP, effectifs au 31 décembre et effectifs moyens), ce qui est attendu vu la ressemblance des échantillons. Par ailleurs, des résultats similaires apparaissent avec les variables d'emploi spécifiques à LIEPP, i.e. le nombre d'heures rémunérées et le nombre total de postes présents dans les DADS. En revanche, pour la spécification de LIEPP, la restriction à l'échantillon commun, et donc l'exclusion des plus petites entreprises modifient le diagnostic. De manière frappante, les régressions non pondérées, qui donnaient des effets négatifs et significatifs sur les trois variables d'emploi de LIEPP en 2013 et en 2014 n'exhibent plus qu'un effet négatif et significatif en 2014, et ce seulement pour la variable de nombre total de postes. De la même manière, les effets négatifs et significatifs des régressions pondérées de LIEPP sur la variable d'ETP en 2013 et en 2014 deviennent non significatifs. Cependant, aucun effet positif significatif n'apparaît avec la restriction de l'échantillon ou le test de concepts d'emploi différents avec la spécification de LIEPP.

TABLE 13 – Résultats sur échantillon commun : table synthétique

	(Variables d'emploi de TEPP)			(Variables d'emploi de LIEPP)		
	ETP (Dads)	Eff. 31/12 (Dads)	Eff. moyen (Dads)	Postes (Dads)	Heures (Dads)	ETP (Fare)
	<i>Pondéré</i>					
TEPP	+Q4	+Q4	+Q4	+Q4	+Q4	+Q4
LIEPP					- 2013	
	<i>Non pondéré</i>					
TEPP	+Q2/-Q3/+Q4	-Q3/+Q4	+Q2/-Q3/+Q4	+Q2/-Q3/+Q4	+Q2/-Q3/+Q4	+Q2/-Q3/+Q4
LIEPP					- 2014	

*Note* : Seul les effets significatifs sont reportés : +Q4 signifie un effet positif sur le quartile le plus exposé, - 2013 signifie un effet négatif sur le coefficient d'exposition linéaire interagi avec l'année 2013

### Rapprochement 1

Le choix des échantillons n'explique pas les différences de résultats (effet négatif ou nul contre effet positif), même si les effets négatifs significatifs de LIEPP sont moins présents.

## 4.2 Spécification : traitement en quartiles ou linéaire

Dans cette section, nous explorons le rôle de la spécification du traitement en quartile d'exposition ou en linéaire. Nous présentons les résultats pour la méthodologie de TEPP modifiée afin d'introduire une exposition linéaire. Le symétrique, à savoir introduire une spécification en quartile dans l'équation du Liepp, a été également testé et est présenté plus succinctement.

Pour rappel, la spécification de TEPP à quartiles instrumentés peut s'écrire :

Régression de seconde étape

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,2013}) = & \alpha + \beta_2 \widehat{\mathbb{1}}_2(T_{i,2013}) + \beta_3 \widehat{\mathbb{1}}_3(T_{i,2013}) + \beta_4 \widehat{\mathbb{1}}_4(T_{i,2013}) \\ & + \gamma_1 Y_{i,2012} + \gamma_2 \Delta X_{i,2012} + \gamma_3 X_{i,2012} \\ & + \sum_s \delta_s \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l \theta_l \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \epsilon_{i,2013} \end{aligned}$$

Régression de première étape (pour une des trois variables endogènes) :

$$\begin{aligned} \mathbb{1}_2(T_{i,2013}) = & a^2 + \sum_{j=2}^4 b_j^2 \mathbb{1}_j(T_{i,2012}^P) + \sum_{j=2}^4 c_j^2 \mathbb{1}_j(T_{i,2011}^P) + d^2 Y_{i,2012} + e^2 \Delta X_{i,2012} + f^2 X_{i,2012} \\ & + \sum_s g_s^2 \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l h_l^2 \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \mu_{i,2013}^2 \end{aligned}$$

On choisit ici de modifier à la marge cette équation, en privilégiant un effet linéaire de traitement plutôt que des effets par quartile.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Y_{i,2013}) = & \alpha + \beta \widehat{T}_{it} \\ & + \gamma_1 Y_{i,2012} + \gamma_2 \Delta X_{i,2012} + \gamma_3 X_{i,2012} \\ & + \sum_s \delta_s \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l \theta_l \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \epsilon_{i,2013} \end{aligned}$$



Avec comme équation de première étape, pour la seule variable endogène :

$$T_{it} = a^2 + b^2 T_{i,2012}^P + c^2 T_{i,2011}^P + d^2 Y_{i,2012} + e^2 \Delta X_{i,2012} + f^2 X_{i,2012} + \sum_s g_s^2 \mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012}) + \sum_l h_l^2 \mathbb{1}_l(\text{taille}_{i,2012}) + \mu_{i,2013}^2$$

Les résultats de la spécification, selon les mêmes modalités (concept d'emploi, pondération et instruments) que pour les spécifications de la réplcation sont présentées en table 15. De manière générale, on retrouve les mêmes caractéristiques que pour la spécification par quartiles instrumentés. Des effets linéaires toujours positifs, quasi toujours significatifs, mais qui passent rarement le test de suridentification. Les semi-élasticités ainsi estimées sont d'un ordre de grandeur cohérent à ce à quoi on aurait pu s'attendre avec les régressions sur les quantiles. En effet, dans les spécifications à quartile, un coefficient de 4% pour l'indicatrice du quatrième quartile, pour une différence de 1.96 point de CICE entre le premier et quatrième quartile veut dire qu'un point de CICE donne 2% d'emploi en plus pour les entreprises du quatrième quartile, à comparer aux semi-élasticités de 1 à 2 en moyenne sur tout l'échantillon pour les spécifications linéaires.

En ce qui concerne l'introduction des quartiles d'exposition chez Liepp, l'exercice demande de procéder à quelques hypothèses. D'abord, nous estimons un effet joint sur les années 2013 et 2014 afin de travailler sur des groupes pérennes, et ainsi d'éviter que les changements possibles de quartiles entre 2013 et 2014 soient à l'origine des effets estimés en panel. Ensuite, les entreprises de l'échantillon Liepp étant beaucoup plus souvent très exposées au CICE à cause de l'inclusion d'unités légales de petite taille, les entreprises dont toute la masse salariale est éligible forment un groupe qui représente de l'ordre de 46% de notre échantillon reconstruit. Pour ces raisons, nous considérons non pas des quartiles, mais trois groupes. Le groupe de contrôle est similaire à celui de TEPP dans la mesure où il s'agit des entreprises en dessous du seuil d'exposition définissant le premier quartile de TEPP dans les spécifications portant sur les années 2013 et 2014 (21% des entreprises de l'échantillon LIEPP, en dessous d'une exposition moyenne de 3.46% sur 2013 et 2014). Le groupe le plus exposé est celui des entreprises dont toute la masse salariale est exposée au CICE (46%). Le groupe central est celui des entreprises n'appartenant ni à l'un ni à l'autre des deux autres groupes. Les résultats sont présentés en annexe, en Table 25. Les résultats indiquent que l'effet du CICE sur les deux groupes les plus exposés, relativement au groupe le moins exposé, est négatif. Ainsi, le signe est cohérent avec ce qu'indique l'effet linéaire dans la spécification principale de LIEPP.

#### Rapprochement 2

Pour les deux équipes, les effets sur l'emploi total sont très robustes à la spécification (linéaire ou en groupes de traitement) choisie.

### 4.3 Sensibilité aux variables de contrôle

Les variables de contrôle ajoutées dans les spécifications servent à contrôler l'hétérogénéité observée, potentiellement corrélée au traitement et à l'emploi et donc sources de biais. Elles servent donc en particulier à s'assurer que les entreprises comparées le sont bien "toutes choses égales par ailleurs". Pour ce qui concerne ces variables de contrôle, les deux équipes ont des approches différentes. Alors que la spécification de LIEPP repose essentiellement sur des effets fixes, en plus du stock de capital et du salaire moyen par tête, ainsi que des variables de structure des salaires (en dessous de 1.5 fois le Smic), TEPP utilise un grand nombre de variables de contrôle.

Pour tester la robustesse des deux évaluations à l'inclusion ou non de variables de contrôle, nous analysons les résultats des estimations en retirant successivement les variables de contrôle. Les résultats pour la spécification de référence de LIEPP, sur son champ de référence sont donnés en table 14.

TABLE 14 – Robustesse : les variables de contrôles de LIEPP

Nombre de postes (DADS)						
Variable retirée	$\emptyset$	$I_{it-1}$	$SMPT_{it-1}$	$K_{it-1}$	$\ln(\frac{VA_{it-1}}{L_{it-1}})$	$\frac{MS(<1.5Smic)_{it}}{MS_{it}} \delta_t$
Pondération : OUI						
2013	-0,305	0,332	-0,314	-0,434	-0,283	-0,336
	0,366	0,462	0,359	0,379	0,365	0,302
2014	-0,381	0,054	-0,390	-0,347	-0,357	-0,500
	0,313	0,314	0,309	0,325	0,313	0,223 *
Nobs	1840115	1840115	1840115	1840115	1840115	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,50	0,51	0,51	0,27	0,49	0,50
Pondération : NON						
2013	-0,331	-0,529	-0,343	-0,357	-0,329	-0,645
	0,067	0,063	0,067	0,068	0,067	0,052
	***	***	***	***	***	***
2014	-0,398	-0,540	-0,413	-0,431	-0,398	-0,655
	0,052	0,050	0,052	0,053	0,052	0,041
	***	***	***	***	***	***
Nobs	1840115	1840115	1840115	1840115	1840115	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,60	0,60	0,59	0,53	0,60	0,60

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

$I_{it-1}$  : Part des salariés rémunérés sous 2.5 Smic dans la masse salariale (retardée)

$SMPT_{it-1}$  : salaire moyen par tête (log,retardée)

$K_{it-1}$  : stock de capital (log,retardée)

$\ln(\frac{VA_{it-1}}{L_{it-1}})$  : productivité apparente du travail (log,retardée)

$\frac{MS(<1.5Smic)_{it}}{MS_{it}} \delta_t$  : Part des salariés rémunérés sous 1.5 Smic dans la masse salariale

interagie avec des indicatrices d'année

TABLE 15 – Spécification linéaire instrumentée : TEPP

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
Pondération	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Effet 2013	0,977	1,558	1,071	1,725	0,860	0,919	1,133	1,377	1,482	1,564	1,357	1,699
	0,389	0,367	0,116	0,119	0,453	0,436	0,134	0,143	0,370	0,352	0,114	0,118
	*	***	***	***		*	***	***	***	***	***	***
N	134818	134818	134818	134818	134787	134787	134787	134787	134818	134818	134818	134818
R2	0,106	0,108	0,077	0,077	0,062	0,062	0,033	0,033	0,104	0,104	0,064	0,064
Hansen	0,094	0,000	0,000	0,000	0,458	0,037	0,059	0,006	0,668	0,048	0,000	0,001
CD F stat	55717	45777	61978	45342	55720	45777	61990	45339	55717	45777	61978	45342

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

Les résultats de ces tests de robustesse sont en grande majorité non significatifs pour ce qui concerne les régressions pondérées, et négativement significatifs pour les régressions non pondérées, ce qui est cohérent et robuste avec la spécification de référence, où toutes les variables de contrôle sont présentes.

Pour ce qui concerne TEPP, la spécification inclut, en coupe sans effets fixes, en plus d'une variable (retardée) de niveau d'emploi et d'indicatrices sectorielles, un grand nombre de variables financières et de structure d'emploi.

Variables financières :	Variables de structure de l'emploi
— Taux d'exportation	— Part des ouvriers
— Productivité du travail	— Part des cadres
— Taux de marge	— Part des professions intermédiaires
— Taux d'investissement	— Part des employés
— Rentabilité économique	— Part des ingénieurs en R et D
— Taux d'endettement	— Part des femmes
— Taux de prélèvements financiers	— Part des personnes âgées de moins de 30 ans
— Intensité capitalistique	— Part des personnes âgées de plus de 50 ans
	— Part des personnes en CDI
	— Part des personnes à temps plein

Ces variables sont en outre présentes à la fois en niveau (calculé en 2012), ainsi qu'en variation (différence simple de 2011 à 2012). Nous regroupons donc ces variables de contrôle en quatre catégories : financières et emploi, et en niveaux/différence, et testons la robustesse de la spécification à la présence ou non de ces variables. La table 16 présente les résultats de ces tests, pour la spécification par quartiles, en ETP, pondérée, et en utilisant les instruments 2011-2012.

Les résultats essentiels de TEPP (effet positif sur le quatrième quartile) sont parfaitement robustes à l'ajout ou au retrait des variables de contrôle, sans toutefois régler la question du rejet systématique des tests de suridentification. Cette robustesse se retrouve également quand on teste l'emploi sous la forme des effectifs moyens ou des effectifs au 31 décembre. Notons également que les effets négatifs sur les deuxièmes et troisièmes quartiles n'apparaissent que quand les variables financières en niveau sont absentes, et que dans ces spécifications, l'effet positif du quatrième quartile est nettement amoindri (de l'ordre de 0.2 contre 0.4 avec les variables financières en niveau).

En revanche, l'inclusion ou non des variables de contrôle a un effet particulièrement sensible sur la spécification TEPP, dès lors qu'on spécifie le traitement en linéaire. L'effet du traitement linéaire est positif si les variables financières en niveau sont introduites, et négatif si elles ne le sont pas, et ce quelles que soient les trois autres types de variables (financières en différence et d'emploi en niveau ou en différences) introduites par ailleurs, comme le montre la table 17. Cette différence est à mettre en regard de l'apparition d'effets négatifs et significatifs du quartiles 3 ainsi que de la diminution de l'effet positif sur le quatrième quartile lors du retrait de ces variables financières en niveau, en table 16.

Une analyse plus poussée encore sur ces variables financières en niveau montre que le même comportement pour le sens de l'effet du traitement est observé selon que la variable de **productivité en niveau** est ou non incluse. Ce résultat peut s'interpréter de manière statistique et économique. La variable de traitement, l'intensité du CICE, est d'autant plus forte que les salaires de l'entreprise sont faibles. Le niveau des salaires étant très corrélé à celui de la productivité, il en résulte que le niveau de productivité d'une entreprise est très négativement corrélé à son intention de traiter. Ainsi, l'omission, dans la spécification, d'un niveau de productivité attribue à la variable de traitement la réduction de son coût du travail liée au CICE, mais indique également un niveau de salaires et de productivité bas. Par ailleurs, on observe (statistiquement) que la variation d'emploi est positivement corrélée au niveau de productivité (même après contrôle d'effets taille et secteur), ce qui peut être conforme à l'intuition : une entreprise à fort niveau de productivité peut bénéficier de perspectives de croissance plus optimistes, ou de plus de marges de manoeuvres pour accroître l'emploi. A l'inverse, une entreprise en déficit de productivité devrait réorganiser sa production, par exemple en réduisant sa main d'oeuvre. Le lien entre productivité

TABLE 16 – Robustesse de la spécification TEPP en quartiles instrumentés aux variables de contrôle

Dépendante Pondéré Instruments	ETP OUI 2011-2012					
Q2	0,003 0,005	-0,017 0,006 **	0,004 0,006	-0,011 0,005 *	0,006 0,005	-0,015 0,005 **
Q3	0,001 0,006	-0,021 0,006 ***	0,003 0,006	-0,015 0,006 **	0,005 0,007	-0,021 0,005 ***
Q4	0,038 0,006 ***	0,021 0,004 ***	0,042 0,005 ***	0,024 0,005 ***	0,040 0,007 ***	0,022 0,004 ***
N	134818	134822	134818	134822	134818	134818
R2	0,099	0,030	0,089	0,047	0,086	0,059
Hansen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
CD F stat	2488	2569	2579	2484	2497	2568
Financiers niveau	oui	non	oui	non	oui	non
Financiers différence	oui	non	oui	non	non	oui
Emploi niveaux	oui	non	non	oui	oui	non
Emploi différence	oui	non	non	oui	non	oui

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

TABLE 17 – Robustesse de la spécification TEPP linéaire instrumenté aux variables de contrôle

Dépendante Pondéré Instruments	ETP OUI 2011-2012					
Effet 2013	0,977 0,389 *	-0,784 0,248 **	1,050 0,348 **	-0,977 0,287 ***	1,473 0,511 **	-0,708 0,218 **
Nombre d'observations	134818	134822	134818	134822	134818	134818
R2	0,106	0,034	0,096	0,048	0,095	0,063
Hansen	0,094	0,005	0,189	0,003	0,002	0,339
F stat	55717	214134	100208	84637	57773	213245
Financiers niveau	oui	non	oui	non	oui	non
Financiers différence	oui	non	oui	non	non	oui
Emploi niveaux	oui	non	non	oui	oui	non
Emploi différence	oui	non	non	oui	non	oui

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

et flux d'emploi est bien établi dans la littérature. Lentz et Mortensen (2005) construisent un modèle d'équilibre général qui montre que la réallocation des travailleurs des entreprises les moins productives vers les plus productives est un facteur important de la croissance de la productivité agrégée. Foster *et al.* (2001) utilisent une méthode de décomposition de la productivité apparente du travail agrégée pour montrer qu'aux États-Unis dans les années 1990, une contribution importante de la croissance de

la productivité agrégée est la forte croissance de l'emploi des entreprises plus productives que les autres. Enfin, Haltiwanger *et al.* (2018) montrent sur des données américaines, que les flux d'emploi à emploi se font majoritairement vers des entreprises plus productives que les entreprises de départ. Par ailleurs, et plus directement en lien avec le CICE, le rapport du comité de suivi du CICE constate en 2014, en s'appuyant sur une enquête de conjoncture de l'Insee sur l'utilisation potentielle du CICE, que les usages prévus par les entreprises dépendent fortement de leur situation conjoncturelle. Ainsi, l'omission de la variable de productivité ne permettrait pas de contrôler suffisamment bien des perspectives de croissance, impliquant un besoin de recrutement et un accroissement de la main d'oeuvre, et peut confondre un traitement élevé avec des perspectives économiques défavorables pour l'entreprise, ceci du moins dans une spécification en coupe. Dans une spécification avec effets fixes "entreprises", on peut arguer du fait que les différences de productivité constantes dans le temps sont prises en compte dans la spécification. En revanche, dans une telle spécification, le niveau de productivité ne joue pas sur les variations d'emploi.

Pour autant, introduire ou non cette variable dans la spécification peut prêter à débat si elle introduit une forme d'endogénéité. Ici, l'instrument (exposition ex-ante) semble adéquat pour contrôler de la causalité inverse (cf 1.2), mais il reste à se convaincre qu'il est suffisant pour contrôler de l'hétérogénéité inobservée corrélée à l'exposition au CICE (perspective différentielle de perspectives de variation d'emploi suivant les entreprises). Dans ce contexte, on peut vouloir limiter ce problème avec des variables de contrôles captant au mieux ces différences.

### Rapprochement 3

Pour LIEPP, la spécification est robuste à l'exclusion de variables de contrôles. Pour TEPP, le choix des variables de contrôle est d'une importance cruciale, même avec des instruments. L'introduction du niveau de productivité conditionne les résultats de TEPP en spécification linéaire.

## 4.4 Rapprochement des contrôles TEPP et LIEPP

L'analyse de la robustesse des résultats de TEPP aux variables de contrôle fait ressortir l'importance des variables de productivité (et en creux, des salaires) en niveau pour expliquer les variations de l'emploi. Pour ce qui concerne la spécification de LIEPP, en panel, l'estimateur *within* correspond à la régression du niveau d'emploi de l'entreprise  $i$  à la date  $t$  relativement au niveau moyen d'emploi de l'entreprise  $i$  sur la période, et en contrôlant par le niveau de productivité de l'entreprise  $i$  en  $t$  relativement à son niveau de productivité moyen sur la période. De ce fait, la variation d'emploi dans l'entreprise  $i$  à la date  $t$  n'est pas mise en regard d'un niveau de productivité en  $i$  à  $t$ , comme dans la spécification de TEPP, mais un niveau d'emploi est mis en regard d'un niveau de productivité. Dans le paragraphe précédent, il est apparu qu'une mise en regard du niveau de productivité et de la variation d'emploi était un élément décisif des effets positifs linéaire chez TEPP. Afin d'introduire cette relation variation de l'emploi/niveau de la productivité dans la spécification de LIEPP, les variables de productivité et de salaire moyen par tête (retardés) interagies avec des indicatrices temporelles sont introduites. En différenciant l'équation ainsi spécifiée, la relation voulue est introduite.

Cet ajout de contrôle correspond à un alignement de la spécification de LIEPP vers celle de TEPP. Pour rapprocher complètement les spécifications, nous complétons la spécification TEPP pour la rapprocher de celle de LIEPP en introduisant également les variables de salaire moyen par tête, en niveau et en différence. Une présentation synthétique des spécifications initiales et modifiées pour le rapprochement est proposée en table 18.

Par ailleurs, pour l'estimation de TEPP, nous faisons menons également une estimation en placebo, c'est à dire que nous testons le modèle comme si la politique avait été implémentée en 2012. Ce test est présent dans les rapports du LIEPP <sup>26</sup>. La variable d'emploi est donc la variation de l'emploi entre 2011

26. Dans les rapports plus récents, l'équipe TEPP considère également la question des tendances préexistantes.

TABLE 18 – Spécifications rapprochées : TEPP et LIEPP

	Spécification de base	Spécification rapprochée
TEPP	$\Delta \ln(Y_{i,13}) = \alpha + \sum_{k=1}^3 \beta_k \widehat{\mathbb{1}}_k(T_{i,2013})$ $+ \gamma X_{i,2012} + \gamma_{\Delta} \Delta X_{i,2012}$ $+ \zeta_1 \text{produ}_{i,12} + \zeta_2 \Delta \text{produ}_{i,11-12}$ $+ \delta_s + \theta_l + \epsilon_{i,13}$	$\Delta \ln(Y_{i,13}) = \alpha + \sum_{k=1}^3 \beta_k \widehat{\mathbb{1}}_k(T_{i,2013})$ $+ \gamma X_{i,2012} + \gamma_{\Delta} \Delta X_{i,2012} \quad (4)$ $+ \zeta_1 \text{produ}_{i,12} + \zeta_2 \Delta \text{produ}_{i,11-12}$ $+ \xi_1 \text{SMPT}_{i,12} + \xi_2 \Delta \text{SMPT}_{i,11-12}$ $+ \delta_s + \theta_l + \epsilon_{i,13}$
LIEPP	$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta^{13} T_{it} \mathbb{1}_{t=13} + \beta^{14} T_{it} \mathbb{1}_{t=14}$ $+ \gamma X_{it-1}$ $+ \zeta_1 \text{produ}_{it-1}$ $+ \xi_1 \text{SMPT}_{it-1}$ $+ \nu_i + \epsilon_{it}$	$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta^{13} T_{it} \mathbb{1}_{t=13} + \beta^{14} T_{it} \mathbb{1}_{t=14}$ $+ \gamma X_{it-1}$ $+ \zeta_1 \text{produ}_{it-1} + \sum \left( \zeta^{P,k} \text{produ}_{t-1} \mathbb{1}_{t=k} \right) \quad (5)$ $+ \xi_1 \text{SMPT}_{it-1} + \sum \left( \xi^{P,k} \text{SMPT}_{it-1} \mathbb{1}_{t=k} \right)$ $+ \nu_i + \epsilon_{it}$

et 2012, le traitement est simulé en 2012, et instrumenté par les simulés en 2011 et 2010, et toutes les variables de contrôle en niveau en 2011 ou en variation de 2010 à 2011. L'ajout des variables interagies dans LIEPP et des variables de salaires dans TEPP change significativement les résultats par rapport aux spécifications de base, comme montré en table 19.

TABLE 19 – Résultats des spécifications rapprochées

	TEPP : eff. 31 12				LIEPP : nombre de postes				
	Pondéré		Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		
	Réel	placebo	Réel	placebo					
Q2	-0,006 0,007	0,013 0,013	0,000 0,003	0,004 0,002	Pla	1,144 0,775		0,727 0,069 ***	
Q3	-0,005 0,009	-0,001 0,011	-0,010 0,003 **	-0,006 0,003	T 13	-0,419 0,814		0,233 0,068 **	
Q4	0,016 0,010	0,020 0,013	0,033 0,005 ***	0,027 0,003 ***	T 14	-0,743 0,667		0,030 0,053	
Nobs	134787	134780	134787	134780	Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115
R2	0,059	0,042	0,026	0,024	Nul	368023	368023	368023	368023
Hansen	0,540	0,986	0,888	0,077	R2	0,403	0,499	0,462	0,598
Fstat	2379	12114	1316	5367	Première ligne : coefficient estimé				
Première ligne : coefficient estimé				Deuxième ligne : écart-type					
Deuxième ligne : écart-type				Troisième ligne : significativité					
Troisième ligne : significativité				* : $p < 0.05$ ; ** : $p < 0.01$ ; *** : $p < 0.001$					
* : $p < 0.05$ ; ** : $p < 0.01$ ; *** : $p < 0.001$									

Pour TEPP, l'effet habituel du quatrième quartile n'est plus significatif dans les régressions pondérées. Il faut cependant noter que cette situation ne se retrouve pas pour tous les concepts d'emploi et tous les

jeux d'instruments. Les résultats complets sont présents en annexe, tableau 29. En revanche, dans les régressions pondérées, c'est la seule spécification pour laquelle le test de suridentification n'est pas rejeté. Par ailleurs, pour tous les concepts d'emploi, les effets estimés positifs sont toujours nettement inférieurs et moins précisément estimés lorsque les variables de salaires sont introduites. Pour les régressions non pondérées, où des effets sont encore sensibles, le test placebo montre que les entreprises du quatrième quartile présentaient déjà en 2012 une variation d'emploi significativement et positivement corrélée au traitement, toutes choses égales par ailleurs.

Pour LIEPP, les changements sont plus marqués encore. Pour le nombre de postes salariés, les régressions pondérées ne donnent pas d'effet, ce qui était déjà le cas sans les variables interagies. En revanche, il n'existe pas d'effet significatif non plus avec le nombre d'heures rémunérées ni avec les ETP, alors que la spécification initiale exhibait des résultats négatifs et significatifs sur ces concepts d'emploi, en régression pondérées. Pour les régressions non pondérées, alors que la spécification initiale montrait l'existence d'effets négatifs, très significatifs, avec placebos validés, la prise en compte des variables interagies rend des effets positifs en 2013 (pour le nombre de postes et les ETP), avec toutefois des placebos non valides. Pour LIEPP plus encore que pour TEPP la question de la pondération est importante compte tenu du grand nombre de petites entreprises présentes dans l'échantillon. Les résultats complets de la spécification rapprochée pour LIEPP sont en annexe, table 26<sup>27</sup>.

Finalement, le rapprochement des spécifications mène à des résultats réconciliés qu'on peut résumer comme suit :

#### Rapprochement 4

En rapprochant les spécifications via les variables de contrôles, il est possible d'obtenir sur les échantillons respectifs des deux équipes, en respectant globalement l'esprit de leurs stratégies respectives, des résultats proches :

1. **Absence d'effet négativement significatif.** Si les spécifications de TEPP ne donnent presque jamais de résultats globalement négatif, certaines spécifications LIEPP pouvaient donner des résultats négatifs et significatifs, robustes au placebo.
2. **Absence d'effets significatifs pour les régressions pondérées.** Pour TEPP en effectif au 31/12, ajouter des variables de salaires moyen par tête dans ces spécifications rend les effets non significatifs. Pour les autres concepts d'emploi et de jeux d'instruments testés, le quatrième quartile reste significativement positif, même avec les variables de salaires, mais dans ces cas, les tests de suridentification sont rejetés. Pour LIEPP, l'ajout des variables de productivité et de salaires interagies avec des indicatrices d'année rend les effets du traitement non significatifs.
3. **Effets positifs et significatifs pour les régressions non pondérées, mais échec des tests placebos.** Quand les observations ne sont pas pondérées, les estimations montrent un effet positif et significatif du traitement, mais l'échec des tests placebos met en évidence qu'il s'agirait plutôt d'une tendance antérieure, inobservée, et non prise en compte par les variables de contrôle.

Comme rappelé en introduction de cette section, la démarche du rapprochement a consisté à étudier deux spécifications augmentées qui incorporent dans l'équation de l'une des équipes les variables de contrôle présentes dans l'équation de l'autre, afin de mettre en présence les mêmes types de variabilité. Nous cherchons donc à faire converger les spécifications autour d'un même résultat, quel qu'il soit. La question de la convergence pourrait aussi s'aborder sous l'angle de deux points d'arrivée distincts : les résultats de TEPP d'une part et les résultats de LIEPP d'autre part. Cette question n'a été qu'en partie traitée : la convergence s'établit autour des résultats du LIEPP en pondérée (non significatif) et autour

27. et table 28 pour une robustesse sans la variable de salaire moyen par tête interagie



des résultats du TEPP en non pondéré (positif, significatif). Nous ne proposons pas de convergence incrémentale vers les résultats de TEPP en pondéré en partant de la spécification du LIEPP.<sup>28</sup>

## Conclusion

Depuis la parution du premier rapport d'évaluation du CICE de France Stratégie présentant des résultats microéconométriques, en 2016, et qui s'intéressait aux premières années de la mise en place du dispositif, TEPP et LIEPP ont sensiblement modifié leurs spécifications, et se sont attachés à évaluer la validité de l'hypothèse de tendance commune dans leurs estimations<sup>29</sup>. En particulier, TEPP privilégie dans le rapport 2018 une approche en panel pour étudier les effets en triple différence (accélération de l'emploi) lorsque les tests placebos sont rejetés ; et LIEPP utilise en approche en cellules fines fondées sur la distribution des salaires pour s'assurer de la proximité en structure salariale passée des entreprises comparées entre elles<sup>30</sup>. Cependant, les divergences demeurent. LIEPP continue à ne pas déceler d'effet significatif, et TEPP continue de trouver un effet significatif sur le quartile des entreprises les plus traitées et trouve des résultats supplémentaires positifs et significatifs sur le deuxième quartile. Ces évolutions de choix de stratégies empiriques rendent en fait les spécifications plus éloignées en 2018 qu'elles ne l'étaient en 2016. En raisonnant par cellule, LIEPP s'assure une validité interne solide, au prix d'une validité externe qui reste à discuter. Les travaux des deux équipes sont par ailleurs encore en cours.

Au-delà de la question de l'évaluation du CICE, l'exercice de reproduction et de rapprochement donne plusieurs éclairages. D'abord, une reproduction à l'aveugle, uniquement fondée sur la description de la méthodologie des rapports d'évaluation (déjà largement plus détaillée que dans la plupart des articles académiques), et l'utilisation des données brutes conduit à des résultats qualitativement similaires à ceux des équipes de recherche, mais qu'on aurait cependant pu souhaiter plus proches d'un point de vue quantitatif. L'utilisation de bases complexes (en l'espèce, les fichiers individuels des DADS, ou la reconstitution d'un crédit d'impôt fictif), ainsi que l'ambiguïté de la formulation des concepts, en particulier pour l'emploi, dont cinq définitions différentes sont testées, sont sans doute en grande partie responsables de ces écarts. Les différences des coefficients estimés dans la partie de reproduction pure sont cependant souvent inférieures à la valeur des écarts-types, ce qui vient atténuer ce dernier constat. Ensuite, la question des hypothèses soutenant l'identification mériterait d'être plus précisément discutée, puisqu'une variable (la productivité), que l'on pourrait considérer comme exogène (puisque retardée), peut suffire à changer le sens des résultats. La discussion de l'exogénéité d'une variable ou d'un instrument est toujours une discussion économique, qui peut être appuyée si besoin par des arguments statistiques, mais qui ne saurait en aucun cas s'y limiter. Pour de nombreux économètres, "without an experiment, a natural experiment, a discontinuity, or some other strong design, no amount of econometric or statistical modeling can make the move from correlation to causation persuasive."<sup>31</sup> Le cas des effets du CICE est sans doute emblématique d'une question économique de toute première importance, où les modalités du dispositif multiplient les obstacles à l'identification de ses effets, sans que l'on puisse pour autant se dessaisir du sujet.

---

28. Pour le lecteur intéressé, nous proposons en annexe les tables de résultats de LIEPP, en régression pondérée, où l'on aurait retiré les variables liées au SMPT dans la spécification rapprochée de LIEPP présentée en table 18

29. Une présentation synthétique des méthodes peut être trouvée en annexe, table 20

30. Dans une équation similaire à celle présentée dans ce rapport, l'équipe LIEPP introduit des effets cellule×année où les entreprises d'une même cellule ont une distribution des salaires similaires sauf autour du seuil de 2.5 Smic

31. Sekhon (2009). *En l'absence d'une expérience (contrôlée), d'une expérience naturelle, d'une discontinuité, ou un autre design convaincant, peu importe l'ampleur de l'économétrie et de la modélisation statistique mobilisée, une corrélation ne peut être considérée comme causale de façon convaincante.*

## Références

- Jean-Marc BÉGUIN et Olivier HAAG : Méthodologie de la statistique annuelle d'entreprises. description du système «ésane». *Insee Méthode*, (130), 2017.
- Marc F BELLEMARE, Takaaki MASAKI et Thomas B PEPINSKY : Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect. *The Journal of Politics*, 79(3):000–000, 2017.
- Haithem BEN HASSINE et Claude MATHIEU : L'effet du préfinancement du cice sur la défaillance des entreprises. *France Stratégie, Documents de travail*, (2017 - 09), 2017.
- Clément CARBONNIER, Simon FREDON, Benoit GAUTIER, Clément MALGOUYRES, Thierry MAYER, Loriane PY, Gwenaëlle ROT et Camille URVOY : Evaluation interdisciplinaire des impacts du cice en matière de compétitivité internationale, d'investissement, d'emploi, de résultat net des entreprises et de salaires. *Rapport remis à France Stratégie le 29 septembre 2016*, 2016.
- Clément CARBONNIER, Clément MALGOUYRES, Thierry MAYER, Loriane PY et Camille URVOY : Evaluation interdisciplinaire des impacts du cice en matière de compétitivité internationale, d'investissement, d'emploi, de résultat net des entreprises et de salaires. *Rapport remis à France Stratégie le 21 mars 2017*, 2017.
- Andrew C CHANG, Phillip LI *et al.* : Is economics research replicable? sixty published papers from thirteen journals say “often not”. *Critical Finance Review*, 7, 2018.
- COSAPE : Comité de suivi des aides publiques aux entreprises et des engagements ; les exonérations générales de cotisations. *France Stratégie, Rapport d'évaluation*, 2017.
- William G DEWALD, Jerry G THURSBY et Richard G ANDERSON : Replication in empirical economics : The journal of money, credit and banking project. *The American Economic Review*, pages 587–603, 1986.
- Bruno DUCOUDRÉ, Nicolas YOL *et al.* : Evaluation de l'impact du cice par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle. Rapport technique, Observatoire Français des Conjonctures Economiques (OFCE), 2018.
- Lucia FOSTER, John C HALTIWANGER et Cornell John KRIZAN : Aggregate productivity growth : Lessons from microeconomic evidence. *In New developments in productivity analysis*, pages 303–372. University of Chicago Press, 2001.
- Fabrice GILLES, Mathieu BUNEL, Yannick L'HORTY, Ferhat MIHOUBI et Xi YANG : Les effets du cice sur l'emploi, les salaires et la r&d : Une evaluation ex post. *Rapport final pour le Comité de suivi des aides publiques aux entreprises et des engagements. 25 septembre 2016*, 2016.
- Fabrice GILLES, Mathieu BUNEL, Yannick L'HORTY, Ferhat MIHOUBI et Xi YANG : Les effets du cice sur l'emploi, les salaires et la r&d : Une evaluation ex post. *Rapport final pour le Comité de suivi des aides publiques aux entreprises et des engagements. mars 2017*, 2017.
- Sarah GUILLOU : Evaluation de l'effet du cice sur l'investissement corporel des entreprisesa travers la contrainte financière. *Rapport d'évaluation pour France Stratégie*, 2018.
- Sarah GUILLOU, L NESTA, R SAMPOGNARO et T TREIBICH : L'impact du cice sur la marge intensive des exportateurs. *Rapport d'évaluation pour France Stratégie*, 2016.
- John HALTIWANGER, Henry HYATT et Erika MCENTARFER : Who moves up the job ladder? *Journal of Labor Economics*, 36(S1):S301–S336, 2018.
- Daniel S HAMERMESH : Replication in economics. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 40(3):715–733, 2007.

- Edward J KANE : Why journal editors should encourage the replication of applied econometric research. *Quarterly Journal of Business and Economics*, pages 3–8, 1984.
- Rasmus LENTZ et Dale T MORTENSEN : Productivity growth and worker reallocation. *International Economic Review*, 46(3):731–749, 2005.
- Rémi MONIN et Milena SUAREZ CASTILLO : L’effet du cice sur les prix : Résultats inter et intra-sectoriels. *Rapport d’évaluation pour France Stratégie*, 2017.
- Benoit OURLIAC et Cyril NOUVEAU : Les allégements de cotisations sociales patronales sur les bas salaires en france de 1993 à 2009. *DARES, Document d’études*, 169, 2012.
- Jasjeet S SEKHON : Opiates for the matches : Matching methods for causal inference. *Annual Review of Political Science*, 12:487–508, 2009.
- Douglas STAIGER, James H STOCK *et al.* : Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3):557–586, 1997.
- Sven VLAEMINCK : Data management in scholarly journals and possible roles for libraries-some insights from edawax. *Liber Quarterly*, 23(1):49–79, 2013.

# Annexes

## A Historique méthodologique

TABLE 20 – Evolution des stratégies empiriques de TEPP et LIEPP

	Rapport 2016	Complément 2016	Rapport 2017	Rapport 2018
TEPP	- Quartiles instrumentés - En coupe - 2009-2014	- Estimations semi-paramétrique - En panel	- Extension 2015 - échantillon 2004-2015 - Double/triple différence - Echantillon court/long - Estimation coupe/panel - Param/semi-param	- Tests placebos - Corrections marginales variables et instruments - Prise en compte des effets sur Q2
	81 000 L 2013-2014	100 000 L 2013-2014	60 000–100 000 L 2013-2015	255 000 L 2014-2015
LIEPP	- Panel - 2010 – 2014 - Traitements distincts - Intention de traiter	- Ajout de variables explicatives - Introduction de pondérations	- Extension 2015 - par catégorie d'entreprises	- Approche par cellule pour gérer l'hypothèse de tendance commune
	Pas d'effet positif	Pas d'effet positif Non robuste à la pondération	Pas d'effet positif	Pas d'effet positif

L : emplois créés ou sauvegardés par le CICE

## B Reproduction TEPP, par catégories socio-professionnelles

TABLE 21 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013 : Employés

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
Instruments	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	-0,021 0,020	-0,006 0,021	-0,008 0,009	-0,004 0,010	-0,030 0,021	-0,016 0,022	-0,007 0,008	-0,005 0,009	-0,022 0,020	-0,011 0,021	-0,011 0,008	-0,011 0,009
Q3	-0,032 0,023	-0,017 0,023	-0,026 0,009 **	-0,023 0,010 *	-0,023 0,024	-0,015 0,024	-0,007 0,008	-0,009 0,009	-0,031 0,023	-0,019 0,022	-0,024 0,008 **	-0,023 0,009 *
Q4	0,016 0,025	0,048 0,027	0,034 0,012 **	0,055 0,013 ***	-0,003 0,026	0,019 0,028	0,020 0,010	0,025 0,011 *	0,007 0,025	0,033 0,027	0,020 0,011	0,040 0,012 **
N	115 791	115 791	115 791	115 791	113 550	113 550	113 550	113 550	115 791	115 791	115 791	115 791
R2	0,069	0,069	0,055	0,054	0,066	0,066	0,052	0,052	0,069	0,069	0,051	0,050
Hansen	0,044	0,111	0,013	0,372	0,130	0,006	0,814	0,099	0,032	0,140	0,004	0,507
CD F stat	2152	1762	1263	969	2118	1735	1251	961	2152	1762	1263	969

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

TABLE 22 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013 : Ouvriers

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
Instruments	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	0,055 0,031	0,045 0,033	0,019 0,008 *	0,025 0,009 **	0,053 0,029	0,041 0,033	0,008 0,007	0,011 0,008	0,067 0,029 *	0,056 0,032	0,017 0,008 *	0,026 0,009 **
Q3	0,126 0,039 **	0,103 0,043 *	0,015 0,008	0,009 0,009	0,117 0,037 **	0,084 0,040 *	0,017 0,007 *	0,008 0,008	0,153 0,036 ***	0,130 0,040 **	0,018 0,008 *	0,011 0,009
Q4	0,175 0,041 ***	0,180 0,045 ***	0,103 0,010 ***	0,130 0,012 ***	0,150 0,040 ***	0,138 0,043 **	0,079 0,009 ***	0,089 0,010 ***	0,193 0,040 ***	0,196 0,044 ***	0,105 0,010 ***	0,130 0,011 ***
N	103 099	103 099	103 099	103 099	101 280	101 280	101 280	101 280	103 099	103 099	103 099	103 099
R2	0,089	0,088	0,060	0,055	0,093	0,093	0,055	0,052	0,088	0,088	0,056	0,051
Hansen	0,018	0,442	0,007	0,321	0,060	0,638	0,225	0,973	0,035	0,348	0,013	0,486
CD F stat	1697	1395	1036	815	1659	1366	1018	801	1697	1395	1036	815

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

TABLE 23 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013 : Professions intermédiaires

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
Instruments	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	-0,018 0,016	-0,006 0,017	0,016 0,011	0,029 0,013 *	-0,034 0,016 *	-0,023 0,017	0,008 0,010	0,018 0,011	-0,029 0,018	-0,022 0,018	0,012 0,012	0,026 0,013
Q3	-0,013 0,019	-0,019 0,020	-0,023 0,013	-0,039 0,015 **	-0,028 0,021	-0,041 0,021	-0,027 0,011 *	-0,027 0,012 *	-0,027 0,022	-0,037 0,023	-0,030 0,013 *	-0,041 0,014 **
Q4	0,046 0,021 *	0,059 0,023 *	0,080 0,015 ***	0,104 0,021 ***	-0,006 0,023	-0,013 0,025	0,043 0,015 **	0,048 0,017 **	0,021 0,028	0,024 0,030	0,070 0,018 ***	0,098 0,020 ***
N	75 512	75 512	75 512	75 512	72 613	72 613	72 613	72 613	75 512	75 512	75 512	75 512
R2	0,062	0,061	0,057	0,054	0,068	0,068	0,060	0,060	0,062	0,061	0,055	0,052
Hansen	0,675	0,779	0,117	0,242	0,510	0,551	0,313	0,715	0,670	0,724	0,269	0,228
CD F stat	1176	940	969	714	1095	872	921	704	1148	919	928	714

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

TABLE 24 – Reproduction TEPP : Effets emploi en 2013 : Cadres

$Y_{it}$	Effectifs ETP DADS				Effectifs au 31/12 DADS				Effectifs moyens DADS			
	Oui		Non		Oui		Non		Oui		Non	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Q2	-0,011 0,014	-0,005 0,015	0,006 0,010	0,018 0,011	0,001 0,014	0,004 0,016	0,012 0,008	0,014 0,010	-0,004 0,014	-0,002 0,015	0,002 0,010	0,009 0,011
Q3	0,021 0,018	0,017 0,019	0,076 0,013 ***	0,026 0,015	0,032 0,019	0,025 0,019	0,025 0,010 *	0,015 0,011	0,027 0,017	0,023 0,019	0,054 0,013 ***	0,008 0,014
Q4	0,080 0,026 **	0,154 0,033 ***	0,091 0,019 ***	0,199 0,024 ***	0,085 0,021 ***	0,104 0,025 ***	0,103 0,013 ***	0,119 0,016 ***	0,116 0,025 ***	0,159 0,033 ***	0,124 0,018 ***	0,191 0,022 ***
N	66 574	66 574	66 574	66 574	64 548	64 548	64 548	64 548	66 574	66 574	66 574	66 574
R2	0,052	0,043	0,046	0,038	0,050	0,049	0,052	0,050	0,043	0,037	0,039	0,032
Hansen	0,000	0,339	0,000	0,082	0,541	0,799	0,310	0,194	0,007	0,210	0,000	0,052
CD F stat	658	513	884	663	626	479	906	671	658	513	884	663

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

## C Robustesse de la spécification LIEPP

TABLE 25 – Spécification LIEPP en groupes de traitement

	Nombre de postes				ETP FARE				Nombre d'heures			
	Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré	
	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel
G2	0,0099	-0,0101	0,0091	-0,0108	0,0071	-0,0055	0,0099	-0,0133	0,0038	-0,0092	0,0079	-0,0199
	0,0013	0,0014	0,0079	0,0078	0,0012	0,0013	0,0063	0,0057	0,0011	0,0013	0,0062	0,0056
	***	***			***	***		*	**	***		***
G3	-0,0231	-0,0097	-0,0176	-0,0231	0,0009	0,0000	0,0006	-0,0210	0,0028	-0,0027	0,0026	-0,0232
	0,0016	0,0016	0,0085	0,0100	0,0014	0,0015	0,0073	0,0074	0,0013	0,0014	0,0073	0,0079
	***	***	*	*				**	*			**
Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,49	0,60	0,41	0,50	0,60	0,63	0,55	0,57	0,60	0,62	0,51	0,54

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type

Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$



## D Compléments sur les spécifications rapprochées

TABLE 26 – Spécification LIEPP rapprochée : résultats complets à partir de l'équation (5)

	Nombre de postes				ETP FARE				Nombre d'heures			
	Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré	
	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel
2012	0,727 0,069 ***		1,144 0,775		0,724 0,060 ***		1,357 0,530 *		0,597 0,057 ***		0,618 0,689	
2013		0,233 0,068 **		-0,419 0,814		0,161 0,060 **		0,411 0,380		0,015 0,057		-0,645 0,480
2014		0,030 0,053		-0,743 0,667		0,040 0,048		-0,170 0,314		-0,076 0,048		-0,511 0,384
Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,46	0,60	0,40	0,50	0,58	0,62	0,55	0,56	0,58	0,61	0,50	0,53

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type.

\* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

TABLE 27 – Spécification LIEPP rapprochée, robustesse (1) : enlever toutes les variables relatives au SMPT

	Nombre de postes				ETP FARE				Nombre d'heures			
	Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré		Non pondéré		Pondéré	
	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel
2012	0,660 0,068 ***		0,244 0,792		0,992 0,060 ***		1,342 0,420 **		0,742 0,057 ***		0,490 0,674	
2013		0,202 0,068 **		0,033 0,522		0,214 0,060 ***		0,538 0,318		0,046 0,057		-0,631 0,462
2014		0,033 0,053		-0,205 0,444		0,076 0,048		0,128 0,279		-0,040 0,048		-0,510 0,376
Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,55	0,59	0,49	0,51	0,57	0,62	0,55	0,56	0,57	0,61	0,52	0,54

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type.

\* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

Spécification LIEPP rapprochée en retirant les variables de salaire moyen par tête, en niveau et interagies avec les indicatrices années

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta_{2013} T_{it} \mathbb{1}_{t=2013} + \beta_{2014} T_{it} \mathbb{1}_{t=2014} + \sum_{j, X \neq \text{SMPT}} \gamma_j X_{ijt} + \sum_{k=2010}^{k=2014} (\gamma^{P,k} \text{produ}_{t-1} \mathbb{1}_{t=k}) + \nu_i + \epsilon_{it}$$

TABLE 28 – Spécification LIEPP rapprochée , robustesse (2) : introduire seulement la productivité dans la spécification de LIEPP

Non pondéré						
	Nombre de postes		Emploi Fare		Nombre d'heures	
	placebo	réel	placebo	réel	placebo	réel
2012	0,671 0,068 ***		0,980 0,060 ***		0,736 0,057 ***	
2013		0,217 0,067 **		0,251 0,059 ***		0,075 0,057
2014		0,049 0,053		0,114 0,047 *		-0,009 0,048
Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,465	0,599	0,580	0,624	0,583	0,612
Pondéré						
2012	0,558 0,646		1,322 0,426 *		0,679 0,567	
2013		0,000 0,553		0,570 0,322		-0,645 0,480
2014		-0,208 0,461		0,131 0,277		-0,511 0,384
Nobs	1104069	1840115	1104069	1840115	1104069	1840115
Nentr	368023	368023	368023	368023	368023	368023
R2	0,401	0,500	0,549	0,562	0,502	0,534

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type.

\* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$

Spécification LIEPP rapprochée en gardant la variable de contrôle salaire moyen par tête, en retirant ses interactions avec les indicatrices années

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta_{2013} T_{it} \mathbb{1}_{t=2013} + \beta_{2014} T_{it} \mathbb{1}_{t=2014} + \sum_j \gamma_j X_{ijt} + \sum_{k=2010}^{k=2014} (\gamma^{P,k} \text{produ}_{t-1} \mathbb{1}_{t=k}) + \nu_i + \epsilon_{it}$$

TABLE 29 – Spécification TEPP rapprochée - résultats complets

Pond	Spécification TEPP				Spécification TEPP rapprochée Equation (4)			
	oui		non		oui		non	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Dép	ETP							
Q2	0,003 0,005	0,009 0,006	0,009 0,002 ***	0,016 0,003 ***	-0,005 0,006	0,002 0,007	0,003 0,003 ***	0,016 0,003 ***
Q3	0,001 0,006	-0,003 0,006	-0,015 0,003 ***	-0,018 0,003 ***	-0,012 0,007	-0,013 0,007	-0,020 0,003 ***	-0,019 0,003 ***
Q4	0,038 0,006 ***	0,056 0,006 ***	0,047 0,003 ***	0,069 0,003 ***	0,017 0,008 *	0,039 0,009 ***	0,035 0,004 ***	0,069 0,004 ***
N	134818	134818	134818	134818	134818	134818	134818	134818
R2	0,099	0,092	0,056	0,035	0,101	0,095	0,061	0,036
Hansen	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,004	0,000	0,000
F stat	2488	2055	1424	1106	2379	1964	1316	1028
Dép	Effectifs au 31/12							
Q2	0,001 0,006	0,009 0,007	0,003 0,003 **	0,009 0,003 **	-0,006 0,007	0,002 0,008	0,000 0,003	0,006 0,004
Q3	0,007 0,007	0,001 0,007	-0,007 0,003 *	-0,008 0,004 *	-0,005 0,009	-0,011 0,008	-0,010 0,003 **	-0,010 0,004 **
Q4	0,036 0,007 ***	0,044 0,008 ***	0,039 0,004 ***	0,048 0,004 ***	0,016 0,010	0,026 0,011 *	0,033 0,005 ***	0,043 0,005 ***
N	134787	134787	134787	134787	134787	134787	134787	134787
R2	0,058	0,057	0,025	0,021	0,059	0,058	0,026	0,023
Hansen	0,605	0,001	0,434	0,033	0,540	0,002	0,888	0,013
F stat	2488	2055	1423	1106	2379	1964	1316	1028
Dép	Effectifs moyens							
Q2	0,006 0,005	0,008 0,006	0,008 0,002 **	0,013 0,003 ***	-0,006 0,006	-0,002 0,006	-0,002 0,003	0,009 0,003 **
Q3	0,009 0,006	0,003 0,006	-0,010 0,003 ***	-0,015 0,003 ***	-0,010 0,007	-0,014 0,007 *	-0,019 0,003 ***	-0,020 0,003 ***
Q4	0,045 0,006 ***	0,055 0,006 ***	0,051 0,003 ***	0,066 0,003 ***	0,013 0,008 0,008	0,030 0,009 0,009	0,028 0,004 0,004	0,057 0,004 0,004
N	134818	134818	134818	134818	134818	134818	134818	134818
R2	0,096	0,090	0,041	0,025	0,102	0,097	0,052	0,030
Hansen	0,049	0,003	0,000	0,000	0,000	0,007	0,000	0,017
F stat	2488	2055	1424	1106	2379	1964	1316	1028

Première ligne : coefficient estimé. Deuxième ligne : écart-type  
Troisième ligne : significativité : \* :  $p < 0.05$ ; \*\* :  $p < 0.01$ ; \*\*\* :  $p < 0.001$   
(A) : instruments 2012-2011. (B) : instruments 2011-2010

## E Statistiques descriptives et résultats issus des rapports de recherche (TEPP, septembre 2016)

### Annexe 4 : Caractéristiques des entreprises bénéficiaires

Tableau A1 : statistiques descriptives suivant le taux apparent de CICE 2013: échantillon 5 salariés et+

Partie I Variable	Caractéristiques en 2012			
	Taux apparent de CICE 2013			
	CICE<2.62%	2.62<=CICE<3.26	3.26<=CICE<3.83	CICE>=3.83
Nombre d'entreprises	33 472	33 473	33 473	33 473
Effectifs moyens BRC	48.71	47.75	37.76	19.21
Effectifs moyens DADS	49.15	46.97	36.86	18.58
Effectifs moyens FARE	45.32	42.68	32.76	15.80
Masse sal. moy. BRC (K€)	2 076	1 340	878	388
Masse sal. moy. DADS (K€)	2 100	1 368	894	384
Masse sal. moy. FARE (K€)	2 072	1 363	930	439
Sal. par tête moy BRC (K€)	42.61	28.06	23.25	19.99
Sal. par tête moy DADS (K€)	42.73	29.12	24.27	20.88
Sal. par tête moy FARE (K€)	45.73	31.93	28.39	27.77
CA moyen en millier d'€	15 168	11 025	5 881	2 234
Productivité du travail (K€)	90.57	60.36	49.95	45.71
Taux de marge	20.33%	18.07%	15.81%	14.91%
Rentabilité économique	13.19%	12.05%	11.71%	13.07%
Intensité capitalistique (K€)	74.74	61.08	48.74	35.29
CA à l'exportation / CA	23.54%	7.96%	4.33%	3.17%
Investissement corp. / VA	7.17%	8.53%	9.10%	7.61%
Taux d'endettement	26.82%	39.15%	49.23%	55.67%
Taux de prélèvements fi	6.60%	6.69%	7.39%	8.99%
<b>Secteur</b>				
Industrie	18.79%	21.93%	17.33%	19.45%
Construction	16.78%	24.66%	33.26%	4.96%
Tertiaire	64.43%	53.41%	49.41%	75.59%
Secteur R&D	0.31%	0.68%	0.32%	0.08%
<b>Structure des emplois (%)</b>				
Ouvriers	27.38%	39.42%	42.86%	43.58%
Employés	18.14%	33.51%	40.76%	45.20%
Profession intermédiaires	22.31%	15.70%	11.06%	8.37%
Cadres	31.02%	10.42%	4.78%	2.60%
Ingénieurs en R&D	7.24%	1.21%	0.24%	0.14%
Techniciens en R&D	1.57%	0.62%	0.26%	0.13%
Femmes	33.38%	35.25%	40.44%	45.55%
Moins de 30 ans	21.89%	29.20%	32.79%	37.90%
50 ans et plus	23.00%	20.13%	18.85%	18.03%
CDI	88.20%	83.90%	79.00%	76.62%
CDD	8.86%	13.40%	18.14%	19.15%
Temps pleins	87.30%	82.39%	76.19%	69.27%

Tableau A3 : statistiques descriptives suivant le taux apparent de CICE 2014: échantillon 5 sal. et +

Partie I Variable	Caractéristiques en 2013			
	Taux apparent de CICE 2014			
	CICE<3.92%	3.92<=CICE<4.92	4.92<=CICE<5.76	CICE>=5.76
Nombre d'entreprises	33 472	33 473	33 473	33 473
Effectifs moyens BRC	50.05	47.35	36.66	19.48
Effectifs moyens DADS	50.65	46.89	35.71	18.86
Effectifs moyens FARE	46.76	42.57	36.72	19.48
Masse sal. moy. BRC (K€)	2 150	1 356	853	403
Masse sal. moy. DADS (K€)	2 182	1 390	874	410
Masse sal. moy. FARE (K€)	2 153	1 378	908	460
Sal. par tête moy BRC (K€)	42.96	28.63	23.27	20.69
Sal. par tête moy DADS (K€)	43.08	29.65	24.47	21.71
Sal. par tête moy FARE (K€)	46.04	32.38	28.72	28.47
CA moyen en millier d'€	15 584	10 963	5 755	2 385
Productivité du travail (K€)	90.66	60.65	49.97	46.24
Taux de marge	20.21%	18.04%	16.06%	14.14%
Rentabilité économique	12.59%	11.76%	11.45%	11.46%
Intensité capitalistique (K€)	78.41	62.29	50.17	38.54
CA à l'exportation / CA	23.95%	7.03%	4.78%	3.59%
Investissement corp. / VA	7.29%	9.03%	9.47%	7.35%
Taux d'endettement	26.95%	39.82%	45.30%	50.47%
Taux de prélèvements fi	6.30%	6.13%	6.52%	7.54%
<b>Secteur</b>				
Industrie	19.15%	22.49%	16.72%	19.14%
Construction	15.88%	23.36%	33.94%	6.48%
Tertiaire	64.97%	54.15%	49.34%	74.38%
Secteur R&D	0.74%	0.28%	0.12%	0.09%
<b>Structure des emplois (%)</b>				
Ouvriers	28.63%	38.69%	41.84%	43.23%
Employés	17.87%	33.56%	41.79%	44.99%
Profession intermédiaires	22.58%	15.69%	10.89%	8.64%
Cadres	30.07%	10.92%	4.97%	2.86%
Ingénieurs en R&D	6.41%	1.89%	0.29%	0.15%
Techniciens en R&D	1.57%	0.54%	0.24%	0.15%
Femmes	33.59%	35.17%	41.62%	44.40%
Moins de 30 ans	20.81%	28.64%	32.56%	36.16%
50 ans et plus	24.43%	20.83%	19.98%	19.05%
CDI	88.40%	84.28%	79.12%	76.66%
CDD	7.03%	11.92%	16.05%	16.82%
Temps pleins	88.27%	83.20%	74.55%	70.76%

**Tableau 10 : Effets sur l'emploi, estimation par variables instrumentales, en 2013 (taux apparent de CICE)**

		Taux de croissance des effectifs moyens			Taux de croissance des effectifs au 31/12		
		BRC	FARE	DADS	BRC	FARE	DADS
Coefficients IV	Q2	-0,979 (0,091)	0,377 (0,561)	0,032 (0,962)	-0,507 (0,501)	-1,303 (0,207)	0,013 (0,986)
	Q3	-0,699 (0,260)	-0,490 (0,499)	-0,576 (0,423)	0,250 (0,713)	0,210 (0,854)	-0,506 (0,448)
	Q4	<b>2,318</b> <b>(0,000)</b>	<b>3,102</b> <b>(0,000)</b>	<b>2,889</b> <b>(0,000)</b>	<b>-2,300</b> <b>(0,001)</b>	-1,678 (0,089)	0,052 (0,243)
Elasticités	Q2	-0,75	0,29	0,02	-0,39	-0,99	0,01
	Q3	-0,37	-0,26	-0,31	0,13	0,11	-0,27
	Q4	0,97	1,30	1,21	-0,97	-0,71	0,02
Tests	endogénéité <sup>(*)</sup>	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté
	suridentification <sup>(**)</sup>	n. rejeté	rejeté	n. rejeté	n. rejeté	n. rejeté	n. rejeté
	instruments faibles <sup>(***)</sup>	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté

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

Champ : échantillon de 133 891 entreprises de 5 salariés et plus présentes sur la période 2009-2014.

Notes : Variable de traitement : taux apparent de CICE. (\*) H0: (exogénéité du traitement). (\*\*) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (\*\*\*) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (années 2010 et 2011). Les variables de résultats sont exprimées en taux de croissance. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) de 5%.

Lecture : Les entreprises du deuxième quartile de la distribution des taux apparents de CICE ont eu un taux de croissance de leurs effectifs moyens inférieur de 0,979 points à celui du premier quartile. Ce coefficient est issu d'une estimation par variables instrumentales prenant en compte l'ensemble des variables de contrôle. Les P-Values sont données entre parenthèses. Les élasticités rapportent le coefficient estimé à la valeur correspondante de l'écart de moyenne de taux apparent entre le 2<sup>ème</sup> et le premier quartile de la distribution des taux apparents. Les niveaux moyens de taux apparents de CICE sont de 1,43 dans le premier quartile, 2,99 dans le deuxième, 3,8 dans le troisième, 4 dans le dernier.

FIGURE 3 – Rappel des résultats emploi agrégés de TEPP en 2013

**Tableau 12 : Effets sur la structure des emplois, estimation par variables instrumentales, en 2013  
(Taux apparent de CICE)**

		Taux de croissance des catégories d'emplois DADS					
		ouvriers	employés	prof. inter.	cadres	ing. R&D	tec. R&D
Coefficients	Q2	1,008 (0,486)	0,176 (0,945)	-0,432 (0,765)	-1,777 (0,274)	7,147 (0,257)	-9,233 (0,104)
	Q3	2,002 (0,167)	-0,595 (0,803)	0,083 (0,964)	3,215 (0,158)	-10,710 (0,123)	-6,340 (0,352)
	Q4	<b>5,375</b> <b>(0,001)</b>	2,428 (0,277)	-0,613 (0,798)	<b>-17,538</b> <b>(0,000)</b>	-11,021 (0,356)	-11,623 (0,194)
Elasticités	Q2	0,77	0,13	-0,33	-1,36	5,46	-7,05
	Q3	1,06	-0,32	0,04	1,71	-5,70	-3,37
	Q4	2,26	1,02	-0,26	-7,37	-4,63	-4,88
Tests	endogénéité <sup>(*)</sup>	n. rejet	n. rejet	n. rejet	n. rejet	na	na
	suridentification <sup>(**)</sup>	n. rejet	n. rejet	n. rejet	rejet	na	na
	instruments faibles <sup>(***)</sup>	rejet	rejet	rejet	rejet	<b>rejet</b>	<b>rejet</b>

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

Champ : échantillon de 133 891 entreprises de 5 salariés et plus présentes sur la période 2009-2014.

Notes : Variable de traitement : taux apparent de CICE. (\*) H0: (exogénéité du traitement). (\*\*) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (\*\*\*) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (années 2010 et 2011). Les variables de résultats sont exprimées en taux de croissance. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) de 5%.

Lecture : Les entreprises du deuxième quartile de la distribution des taux apparents de CICE ont eu un taux de croissance de leurs effectifs moyens d'ouvrier supérieur de 1,008 points à celui du premier quartile. Ce coefficient est issu d'une estimation par variables instrumentales prenant en compte l'ensemble des variables de contrôle. Les P-Values sont données entre parenthèses. Les élasticités rapportent le coefficient estimé à la valeur correspondante de l'écart de moyenne de taux apparent entre le 2<sup>ème</sup> et le premier quartile de la distribution des taux apparents. Les niveaux moyens de taux apparents de CICE sont de 1,43 dans le premier quartile, 2,99 dans le deuxième, 3,8 dans le troisième, 4 dans le dernier.



**Tableau 12 : Effets sur la structure des emplois, estimation par variables instrumentales, en 2013  
(Taux apparent de CICE)**

		Taux de croissance des catégories d'emplois DADS					
		ouvriers	employés	prof. inter.	cadres	ing. R&D	tec. R&D
Coefficients	Q2	1,008 (0,486)	0,176 (0,945)	-0,432 (0,765)	-1,777 (0,274)	7,147 (0,257)	-9,233 (0,104)
	Q3	2,002 (0,167)	-0,595 (0,803)	0,083 (0,964)	3,215 (0,158)	-10,710 (0,123)	-6,340 (0,352)
	Q4	<b>5,375</b> <b>(0,001)</b>	2,428 (0,277)	-0,613 (0,798)	<b>-17,538</b> <b>(0,000)</b>	-11,021 (0,356)	-11,623 (0,194)
Elasticités	Q2	0,77	0,13	-0,33	-1,36	5,46	-7,05
	Q3	1,06	-0,32	0,04	1,71	-5,70	-3,37
	Q4	2,26	1,02	-0,26	-7,37	-4,63	-4,88
Tests	endogénéité <sup>(*)</sup>	n. rejet	n. rejet	n. rejet	n. rejet	na	na
	suridentification <sup>(**)</sup>	n. rejet	n. rejet	n. rejet	rejet	na	na
	instruments faibles <sup>(***)</sup>	rejet	rejet	rejet	rejet	<b>rejet</b>	<b>rejet</b>

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

Champ : échantillon de 133 891 entreprises de 5 salariés et plus présentes sur la période 2009-2014.

Notes : Variable de traitement : taux apparent de CICE. (\*) H0: (exogénéité du traitement). (\*\*) H0 : (instruments non corrélés avec le terme d'erreur). (\*\*\*) H0: (instruments non corrélés avec le traitement). Instruments : quartiles du traitement simulé en utilisant les masses salariales éligibles antérieures (années 2010 et 2011). Les variables de résultats sont exprimées en taux de croissance. En gras : coefficients significatifs, instruments valides (tests) de 5%.

Lecture : Les entreprises du deuxième quartile de la distribution des taux apparents de CICE ont eu un taux de croissance de leurs effectifs moyens d'ouvrier supérieur de 1,008 points à celui du premier quartile. Ce coefficient est issu d'une estimation par variables instrumentales prenant en compte l'ensemble des variables de contrôle. Les P-Values sont données entre parenthèses. Les élasticités rapportent le coefficient estimé à la valeur correspondante de l'écart de moyenne de taux apparent entre le 2<sup>ème</sup> et le premier quartile de la distribution des taux apparents. Les niveaux moyens de taux apparents de CICE sont de 1,43 dans le premier quartile, 2,99 dans le deuxième, 3,8 dans le troisième, 4 dans le dernier.

## F Statistiques descriptives et résultats issus des rapports de recherche (LIEPP, mars 2017)

Tableau 1 – Evolution des principaux indicateurs entre 2011 et 2014

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

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

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

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

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

Source : DADS-FARE 2011-2014.

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

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

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

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

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

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

Tableau 10 – Impact du CICE sur l’emploi total

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

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

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

Sources : DADS, FARE, MVC 2010-2014.

FIGURE 4 – Rappel résultat LIEPP sur l’emploi (mars 2016), p 29

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

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

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

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

FIGURE 5 – Rappel résultat LIEPP sur l’emploi par CS (mars 2016), p 29

## Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABELA Le Choix de breveter une invention
G 9101	Équipe AMADEUS -Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9102	J.L. BRILLET -Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and opti mal patent life	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9402	J. GAUTÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NON PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasmé - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique			G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée						



G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys	G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9911	retraite du secteur privé et de la fonction publique G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A. Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Créabilité, indépendance et politique monétaire	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le pas-sage aux complexes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9707	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 9910	Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: see nairus for capital accumulation	G 9910	Bilans contributifs comparés des régimes de			G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire

G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement ; petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?	microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus ; le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Information en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : inter-prétation et limites	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G. BRILHAULT - Répartition des séries de FBOF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	N. O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAIB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	G. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/07	H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différenciées à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/08	P. O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	F. HILD Les soldes d'opinion résumés-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2004/14	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements sur les bas salaires	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/11	P. O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry		G2004/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French		G2004/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France

G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différenciées à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différenciées à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2004/14	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France

G2005/06	et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique	G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Francées Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2005/07	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 - une approche par les comptes de surplus
G2005/08	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'écomètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et bouée prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LAÏDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1983-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJ - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGERE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2005/16	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	H. RAOUJ - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - É. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel
G2006/03	C. PICART Les gazelles en France	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANÇON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 - Version avec volumes à prix constants
G2006/05	J.-F. OUVIARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/07	T. LE BARBANÇON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	D. BLANCHET - J.-F. OUVIARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data		G2010/06

G2010/07	National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scared generation? French evidence on young people entering into a tough labour market P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2010/08	Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques P.-Y. CABANNES - V. LAPEGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/06	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil prices: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/09	Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques P.-Y. CABANNES - V. LAPEGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/07	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/08	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	G. LAME Euro area? « Greenspan Comundrum » in the Euro area?
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/09	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/10	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Desimie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/11	V. COTTET - S. QUANTIN - V. REGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/12	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/13	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/16	Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific? M. BEFFY - T. KAMIONKA	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2012/14	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03	C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/01- F1301	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/02- F1302	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2010/19	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPEGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/03	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06	C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/04	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/05	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/10	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICISIC Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/06	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICISIC Wage Resilience in France since the Great Recession

G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOULAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Desinmie	G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER on the domestic and foreign markets	G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee) A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets	G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/10	C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TEPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2015/19	M. POULHÈS <i>Fenêtre sur Cour</i> ou <i>Chambre avec Vue</i> ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	G2017/07	P. CHARNONZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011		
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement	G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle		
G2015/04	S. T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/02	P. CHARNONZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects		
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database	G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior		
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France	G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?		
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses	G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level		
G2015/08	Q. LAFFÈTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/06	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?	G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles		
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDWACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'Etat	G2016/07	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?	G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start		
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/08	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France	G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth		
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/09	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition	G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area		
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France				
G2015/13	M. POULHÈS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case						