

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

Rémi Monin, Milena Suarez-Castillo*

28 septembre 2018

Résumé

La présente note fait suite à une demande de France Stratégie.

En nous concentrant sur l'emploi et les premières années du dispositif, nous reproduisons les estimations principales des effets du CICE présentées par les équipes Tepp et Liepp à partir des indications méthodologiques décrites dans leurs premiers rapports de recherche. Après avoir reconstitué des échantillons correspondant au mieux aux statistiques descriptives des deux équipes, nous reproduisons leurs différentes stratégies empiriques.

Nous trouvons que :

- Les effets emploi agrégés 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)
- Les effets emploi ventilés par profession et catégorie socio professionnelles ne reproduisent pas les résultats de Tepp et exhibent une sensibilité particulière au concept d'emploi et au jeu d'instruments utilisés.
- La reproduction de la méthodologie Liepp conduit à des résultats similaires à ceux de l'équipe sur l'emploi agrégé en 2013 et en 2014 (aucun effet significatif et positif), et également sur les ventilations par PCS.

Les différences entre les résultats demeurent sur un échantillon commun. En rapprochant les spécifications, nous observons une bascule entre effet positif et effet négatif lorsque la productivité en niveau passée n'est plus mise en explicative de la variation d'emploi. Depuis la remise de leurs premiers rapports de recherche en septembre 2016, les méthodologies des deux équipes ont pu évoluer.

*Insee-D2E-ME

Table des matières

1	Réplication	3
1.1	Différents concepts d'emploi et différentes sources utilisées	3
1.2	Reconstitution du CICE à partir des DADS	4
2	Réplication des travaux de Tepp	6
2.1	Rappel : stratégie empirique de Tepp	6
2.2	Reconstitution de l'échantillon Tepp	7
2.3	Résultats et comparaisons	11
3	Réplication des résultats du Liepp	18
3.1	Rappel : stratégie empirique du Liepp	18
3.2	Reconstitution de l'échantillon Liepp	18
3.3	Résultats et comparaisons	22
4	Rapprochement	27
4.1	Influence de l'échantillon	27
4.2	Spécification : traitement en quartiles ou linéaire	28
4.3	Sensibilité aux variables de contrôle	29
4.4	Rapprochement des contrôles Tepp et Liepp	31
	Appendices	34

Introduction

Malgré un certain nombre de points communs dans leur méthodologie, les évaluations de l'effet du Crédit d'Impôt Compétitivité Emploi (CICE) sur l'emploi menées par les équipes de recherche Liepp (Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques) et Tepp (Travail, emploi et politiques publiques) à la demande de France Stratégie aboutissent à des résultats apparemment contradictoires.

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 (rapports de septembre 2016 pour Tepp et septembre 2016 et mars 2017 pour Liepp¹). Dans un second temps, il s'agira de rapprocher échantillons et spécifications pour tenter de circonscrire la source des différences de conclusion. A noter que, malgré des similarités, les stratégies empiriques de Liepp et de Tepp n'utilisent pas les mêmes comparaisons entre entreprises pour aboutir à leurs résultats, ce qui en fait une première différence irréductible, qui correspond à un choix dans leurs démarches scientifiques respectives.

La réplication a été menée sur une partie seulement des travaux des deux équipes, et s'est attaché 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. Finalement, 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 par catégorie socio professionnelle 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.

Bien que reposant sur des approches en double différences et disposant des mêmes sources de données, les deux approches diffèrent suivant plusieurs dimensions. Il s'agit principalement du champ considéré (e.g. taille d'entreprises ou filtres sectoriels...) et de la stratégie d'estimation envisagée. Pour l'équipe Tepp, l'exposition au CICE contemporaine est considérée par quartile et instrumentée par une exposition *ex-ante* déduite de la structure des salaires les années précédentes. Pour l'équipe Liepp, l'équation d'emploi est plutôt une forme réduite, dans le sens où il n'y a pas d'instrumentation et où l'effet recherché est celui d'une exposition *ex-ante* au CICE. Contrairement à la spécification par quartile de Tepp, l'effet de l'exposition au CICE est supposée linéaire pour l'équipe Liepp. Liepp spécifie une équation en niveau d'emploi avec des effets fixes entreprises en panel, Tepp spécifie une variation d'emploi en fonction de très nombreuses variables de contrôles, dans une spécification en coupe².

Afin de mieux comprendre les sources de différences entre les résultats, les exploitations suivantes ont été effectuées :

- Même échantillon et même concept d'emploi, sans modifier les stratégies d'estimations respectives des deux équipes
- Échantillon et stratégie de Tepp avec une spécification linéaire en exposition au CICE (par opposition à une spécification en quartile d'exposition au CICE)
- Stratégie de Liepp sur un échantillon de plus de 5 ETP

Pour chacune de ces exploitations, des différences en terme de signe de l'effet du CICE persistent. Finalement, les différences entre les variables de contrôles introduites dans l'équation ont été explorées. Il est apparu une bascule de signe entre les deux stratégies en présence/absence de la variable de productivité passée en (log) niveau comme explicative des variations d'emploi, une fois la spécification de Tepp considérée en traitement linéaire. La configuration niveau en variables explicatives, variation en variable expliquée, apparaît naturellement dans la spécification de Tepp, et non dans celle de Liepp, en panel avec effets fixes. L'introduction de cette variable reste un choix empirique à la discrétion du

1. Gilles et al. [2016], Carbonnier et al. [2016], Carbonnier et al. [2017]

2. L'équipe Tepp a par la suite proposé des estimations en panel, non répliquées ici.

chercheur : dans la stratégie de Tepp où le nombre de variable de contrôle est maximal car les entreprises comparées sont peu semblables, ce choix apparaît sans doute nécessaire. Dans celle de Liepp en panel avec effets fixes, elle revient à se demander si l'emploi suit la productivité et les variations d'emploi les variations de productivité, ou si les variations d'emploi peuvent dépendre du niveau de productivité passée.

1 Réplication

Les deux équipes s'appuient sur des données classiques de la statistique d'entreprise, auxquels nous avons accès à l'Insee :

- 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

Tepp utilise en plus :

- L'enquête R&D, produite par le MNESR, pour l'évaluation des effets du CICE sur les dépenses d'investissement en R&D, qui ne fait pas partie du périmètre de cette note
- Les Bordereaux récapitulatifs des cotisations (BRC), utilisés comme source supplémentaire de robustesse au concept d'emploi considéré, que nous n'utilisons pas dans cette étude³.

Les deux équipes utilisent des techniques d'économétrie linéaire classiques en évaluation des politiques publiques, et facilement reproductibles avec les logiciels courants de statistiques/économétrie. Les deux équipes utilisent des concepts d'emploi différents, issus de sources différentes : divers concept d'«effectifs moyens» ainsi que l'emploi au 31/12 tirés de plusieurs sources (FARE, DADS, BRC) côté Tepp, et nombre de postes salariés et d'heures salariées tirés des DADS ainsi qu'effectif ETP tiré de FARE côté Liepp.

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. 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`⁴, qui correspond à "Caractéristiques IEG Emploi liées redi de effectifs ETP sur l'exercice comptable". Cette variable d'équivalent temps plein (qui n'est pas explicitement demandée dans les liasses fiscales) provient exclusivement des DADS (Béguin and Haag [2017], 8.4.1.2, page 189), et est calculée via la somme du nombre d'heures rémunérées pour chaque poste non-annexe.

3. Dans les BRC, les employeurs déclarent notamment le nombre de salariés ayant reçus des salaires (a priori, la notion de volume d'emploi des BRC ne va pas au delà de l'effectif en personnes physique); et depuis 2013, l'assiette des rémunérations éligibles au CICE.

4. CF Rapport Tepp 2016 : p.60

- Les "effectifs moyens" de la source DADS (variable "EFF_MOY_ET") ne sont pas les effectifs en équivalent temps plein, mais 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 comptable⁵.

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 des DADS (durée d'emploi) est 1.6, et l'effectif moyen de FARE (équivalent temps plein) de 1. Nous insistons sur le fait que les différences dans ces variables sont essentiellement des différences de concept, et seulement très marginalement des différences de sources, en tout cas en ce qui concerne les sources DADS et FARE. La reconstitution des effectifs ETP à l'échelle des unités légales des DADS est pleinement cohérente avec la variable `redi_e200`. De même, les variables reconstruites sont, aux arrondis près, pleinement cohérentes avec les valeurs trouvées dans les fichiers nationaux "entreprises" des DADS.

Tepp n'explique pas comment est construite la variable d'emploi utilisée dans les estimations par catégorie socio professionnelle. Ici, nous sommes par siren et par CSP 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) 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`"). 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. [2016], 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 annexes⁶. Ce n'est pas le choix qui a été fait ici, où l'on filtre les postes annexes.
- 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

A noter que les variables ETP FARE et heures rémunérées DADS hors postes annexes sont très proches⁷.

A noter que dans la suite, nous utiliserons la terminologie "effectif moyen" pour les effectifs moyen DADS, au sens du prorata de la durée d'emploi.

1.2 Reconstitution du CICE à partir des DADS

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

6. 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)

7. L'équivalent temps plein de FARE est issu des DADS, et se calcule comme $\min(\text{nombre d'heures} / \text{référence}, 1)$, 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. Par conséquent, les différences entre les deux variables ne sont dues qu'à la censure (dans la réplification, dans le calcul des heures ne sont considérés que les postes non annexes, comme pour le calcul des ETP FARE).

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, compte tenu du temps de travail en heures est au dessous du plafond de 2.5 SMIC de 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%. Nous représentons en figure 1 la qualité de l'adéquation des créances ainsi estimées avec les créances trouvées dans la base MVC, et le résultat de la régression de la créance MVC sur la créance contemporaine imputée, sur l'échantillon nettoyé et cylindré de l'analyse Tepp.

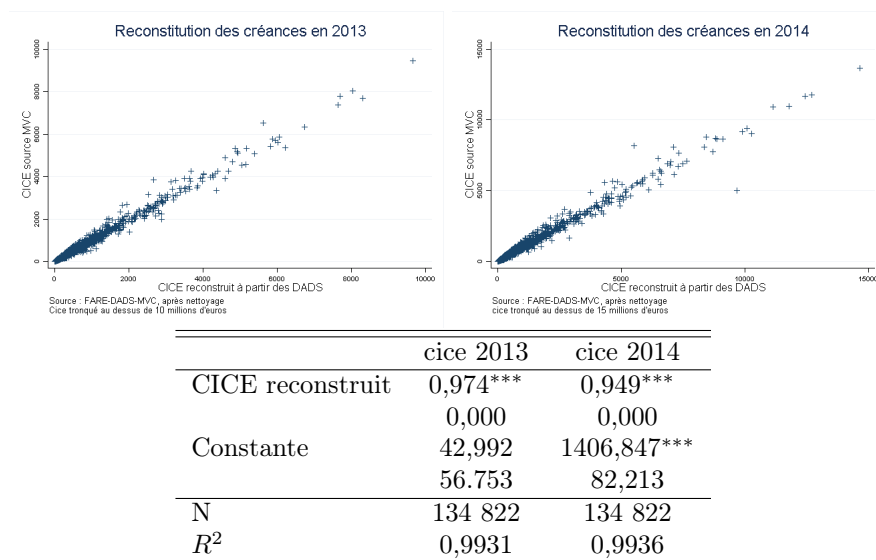


FIGURE 1 – Reconstitution des créances

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. Le 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. Pour la stratégie empirique de Tepp, 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 données désagrégées les plus fines dont nous disposons sont les DADS grand format (fichiers postes régionaux et salariés régionaux).

Les rémunérations à prendre en compte pour l'éligibilité au CICE sont similaires à celles de l'assiette dé plafonnée des cotisations sociales.

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 sécurité sociale est l'inclusion dans la base CSG des rémunérations liées à l'intéressement et à la participation, qui ne sont pas incluses dans la base Sécurité Sociale. 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 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 du calcul.
- Une sur-estimation intensive : en appliquant le taux de 4 ou 6% à la rémunération brute définie sur un champ plus large (la base CSG) que la base réelle de calcul, on attribue aux entreprises un montant de créances plus élevé que ce qu'ils ont en réalité perçu.

2 Réplication des travaux de Tepp

2.1 Rappel : 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. L'approche paramétrique consiste à évaluer un effet du traitement non-linéaire par double différence instrumentée.

Dans le cadre d'une régression en moindre carré en deux étapes, la régression de deuxième étape pour $t = 2013$ s'écrit⁸ :

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

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). $\mathbb{1}_s(\text{secteur}_{i,2012})$

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

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 $T_{i,2013}$, issus 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 quatrièmes quartiles des deux années précédentes⁹. Par exemple, pour l'appartenance au deuxième quartile de traitement :

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

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 $\bar{T}_{i,2013,2014}$.

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

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

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 pour tous les salariés des UL, ainsi que la ventilation de ces effectifs 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 financiers, conformément à la description donnée par Gilles et al. [2016]. Nous utilisons la base de mouvement sur créances 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 1 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 financiers¹⁰. Nous retirons ensuite les unités légales ayant strictement moins de 5 équivalent temps plein, 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

9. 2011 et 2012. En robustesse, 2010 et 2011.

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

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 1 – Nettoyage de l'échantillon : détail des filtres

Etape du filtre	Nombre d'UL en 2013	ETP totaux en 2013
Echantillon initial	1 211 421	12 168 844
Entreprises présentes dans MVC	763 845	10 707 657
Filtre percentiles extrémaux	669 715	9 255 612
Filtre effectifs (ETP) ≥ 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	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.

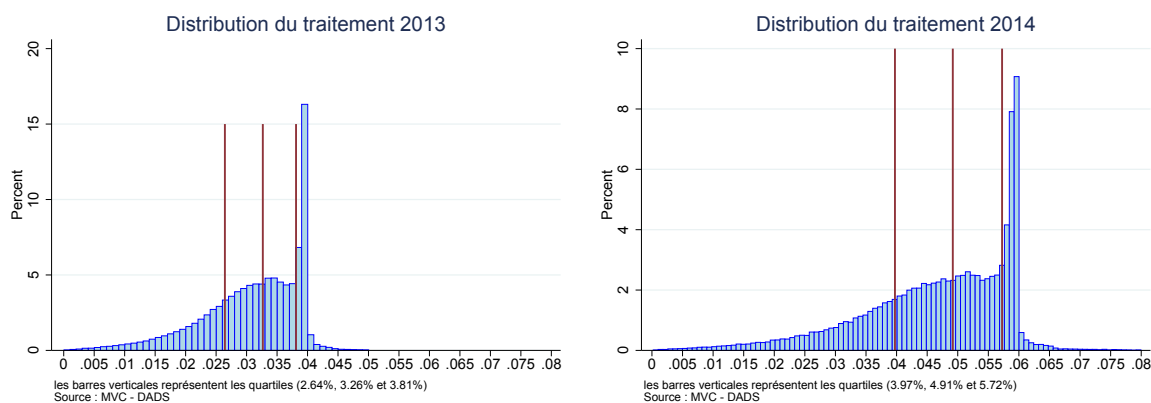


FIGURE 2 – Distribution de l'exposition au CICE

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

Pour la question de l'emploi, 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 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. 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

TABLE 2 – 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	33706	33706	33706	33707
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
Ratios économiques				
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%
Secteur				
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%
Structure des emplois (ETP)				
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 d'octobre 2016

mesure de l'emploi causent des différences dans la structure. Nous présentons la structure d'emploi en rapport d'équivalent temps plein issu des DADS¹¹. 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. Nous obtenons une très

11. Tepp ne précise pas quel concept d'emploi est utilisé pour la structure

TABLE 3 – 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
Ratios économiques				
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%
Secteur				
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%
Structure des emploi				
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%

forte sur-représentation globale des ouvriers dans notre échantillon par rapport à Tepp, particulièrement marquée sur le troisième groupe; une représentation différente des employés en G1, G2 et G3, une représentation satisfaisante 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 ¹², sans que cela ne remette en cause l'analyse. 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.

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 ce qui concerne la structure des emplois pourrait provenir d'une construction différente à partir des DADS postes des variables d'emploi par CSP.

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. Nous présentons en table 20 les résultats de l'estimation des effets emplois pour l'année 2013 (spécification (1)), et en table 5 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
- La pondération ou non des régressions par les effectifs
- Le 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 ¹³ 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 obtenus 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. Les tests de suridentification sont globalement peu probant (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). 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 0.0302 ¹⁴ dans la spécification estimée avec les

12. En 2015 : 9% des entreprises exportent pour un taux moyen des entreprises exportatrices 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.

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

14. Facteur correctif de 100 pour les pourcentages

TABLE 4 – 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	
Instruments	(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 0,003 **	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

TABLE 5 – 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	
Instruments	(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

équivalents temps plein, à rapprocher 0.038 dans notre cas, mais en rejetant le test de suridentification dans les deux cas. Dans la spécification avec les effectifs moyens (des DADS) pondérés et les instruments (A), nous trouvons un effet de 0.04 significatif, à comparer avec 0.029 pour la même spécification avec Tepp (cf figure 3, colonne 3). Tepp trouve également un effet négatif et significatif sur les effectifs au 31 décembre, que nous n'obtenons pas.

Le message est similaire pour 2014, à quelques différences près. L'effet positif sur le quartile le plus exposés disparaît dans les régressions pondérées en effectifs au 31 décembre, mais devient 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 (4.4%). Ces résultats sont de nouveaux cohérents avec les résultats trouvés par Tepp pour l'effet joint 2013-2014.

Nous reproduisons dans un second temps les résultats des mêmes estimations, cette fois en ventilant les résultats par professions et 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 cadres¹⁵. Nous conservons les mêmes concepts d'emploi, les mêmes pondérations et les mêmes jeux d'instruments que pour les estimations totales d'emploi. Les échantillons sont naturellement plus petits que l'échantillon emploi total puisque toutes les positions d'emploi 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 6 les régressions pondérées menées sur les effectifs moyens des DADS (donc au prorata de la durée d'emploi), avec les instruments 2011-2012¹⁶. 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 replication des estimations

Les résultats obtenus sur l'emploi pour l'ensemble 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 CSP, ce qui pourrait s'expliquer par des différences dans la construction des variables d'emploi ventilées. 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 CSP peuvent amener à questionner la stratégie empirique.

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

15. 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.

16. Les régressions complètes sont disponibles en annexe

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	2,318 (0,000)	3,102 (0,000)	2,889 (0,000)	-2,300 (0,001)	-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 ^(*)	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté	rejeté
	suridentification ^(**)	n. rejeté	rejeté	n. rejeté	n. rejeté	n. rejeté	n. rejeté
	instruments faibles ^(***)	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^{ème} 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 – Résultat Tepp (rapport d'octobre 2016). Nous ne répliquons pas les colonnes "BRC". La source DADS est utilisée pour construire les variables FARE, il y a donc en théorie une redondance entre les colonnes 5 et 6. Nous répliquons donc les colonnes 2, 3 et 6. Pour les différences de terminologie, il convient de comparer : Effectif moyen FARE (équipe Tepp) avec Effectifs ETP DADS (réplication). Pour les variables effectifs moyen DADS et effectifs 31/12 DADS, la terminologie est la même.

**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	5,375 (0,001)	2,428 (0,277)	-0,613 (0,798)	-17,538 (0,000)	-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 ^(*)	n. rejet	n. rejet	n. rejet	n. rejet	na	na
	suridentification ^(**)	n. rejet	n. rejet	n. rejet	rejet	na	na
	instruments faibles ^(***)	rejet	rejet	rejet	rejet	rejet	rejet

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 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^{ème} 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 4 – Rappel des effets sur l'emploi par CS de l'équipe Tepp (octobre 2016)

TABLE 6 – 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	0,067	-0,016	-0,007
	0,018	0,029	0,015	0,013
		*		
Q3	-0,016	0,153	-0,005	0,022
	0,021	0,036	0,018	0,017

Q4	0,03	0,193	0,054	0,108
	0,019	0,04	0,021	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

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 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 CSP, 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'embaucher 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 le dernier rapport. 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, pour quelle raison l'utilisation des quartiles de traitement simulés en 2010 et 2011 "passe" beaucoup plus fréquemment le test de suridentification que les spécifications estimées avec les quartiles simulés en 2012-2011 ? Belle-mare 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 est 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 ; et quelle est l'intuition du test de cohérence entre les 6 instruments dans ce cas là ?

3 Réplication des résultats du Liepp

3.1 Rappel : 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 :

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

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 rémunéré au dessous de 1.5 fois le SMIC, croisée avec des indicatrices d'année. Les γ_f sont les effets fixes entreprises. Enfin, ϵ_{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 PCS avec les DADS. 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 7, accompagnées de l'incidence du filtrage sur le nombre d'unités légales en 2013 et en 2014. 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 de MVC/masse salariale) est incohérent avec celui que nous imputons avec les données des bases DADS individuelles (voir page 46 du rapport complémentaire). Précisément : on retire les observations du dernier percentile de la distribution traitement imputé / traitement réel, ce qui conduit mécaniquement

TABLE 7 – 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	368 023	368 023	10 673 727

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"¹⁷ des bases de statistiques d'entreprise, et ont donc décidé de profiler de la même manière leurs autres bases, donc y compris les DADS et la base de mouvement de créances. Cependant, un nombre conséquent des unités légales du contour des entreprises profilées ne sont pas dans MVC¹⁸. 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 fins.
- 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 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.

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

18. 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.

- 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 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 8 présente un équivalent au tableau 1 du rapport complémentaire du Liepp de mars 2017.

TABLE 8 – Statistiques descriptives Liepp

Variable	2010	2011	2012	2013	2014
Emploi					
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
Contrôles					
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 est très largement inférieur dans notre échantillon à celui de Tepp (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 producteurs¹⁹. Pour ce qui concerne les variables de contrôle, la différence dans les effectifs en nombre de postes se retrouve dans la valeur de salaires 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.

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

¹⁹. 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."

apparente du travail²⁰, et présentons en table 9 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 : représentation = $\frac{N_{\text{intensité de CICE X catégorie}}}{N_{\text{intensité de CICE}}} \frac{N}{N_{\text{Catégorie}}}$

TABLE 9 – 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%

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

20. Cette comparaison s'appuie sur les tableaux 3, 4 et 5 du rapport complémentaire du 21 mars 2017 du Liepp

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 11. **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).

Bilan sur la replication des estimations

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

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 5 – 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 6 – Rappel résultat Liepp sur l’emploi par CS (mars 2016), p 29

TABLE 10 – 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 d'octobre 2017, qui porte sur la période 2010-2015)

	Postes salariés (DADS)		Effectifs ETP (FARE)		Heures salariées (DADS)	
Régressions non pondérées						
Placebo 2012	-0,048 0,067		0,046 0,059		-0,062 0,056	
Traitement exogène 2013	-0,331 0,067 ***		-0,345 0,060 ***		-0,513 0,057 ***	
Traitement exogène 2014	-0,398 0,052 ***		-0,369 0,047 ***		-0,521 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 0,507		-0,128 0,414		-0,545 0,417	
Traitement exogène 2013	-0,305 0,366		-0,345 0,306		-1,185 0,313 ***	
Traitement exogène 2014	-0,381 0,313		-0,484 0,239 *		-0,887 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

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 soient ici environ le double de ce qui est trouvé par le LIEPP

TABLE 11 – 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 0,126 ***		0,373 0,155 *		-0,391 0,097 ***	
Traitement exogène 2013		0,875 0,123 ***		0,465 0,148 **		-0,787 0,094 ***
Traitement exogène 2013		0,689 0,094 ***		0,240 0,112 *		-0,735 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 0,604		0,647 0,977		-0,480 0,749	
Traitement exogène 2013		1,767 0,530 **		1,094 0,758		-1,234 0,568 *
Traitement exogène 2013		1,590 0,472 **		1,641 0,705 *		-1,452 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

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 de Tepp 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. 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 n'impose pas de restriction de taille. Pour le reste, les restrictions de Tepp aux valeurs aberrantes, ainsi que les conditions de cohérences entre CICE contemporain prédit et enregistré dans MVC semblent plus restrictives que celles de Liepp.

Pour étudier l'effet de la différence d'échantillon sur les résultats, nous choisissons de nous restreindre à la partie commune de l'intersection entre 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 12 une synthèse stylisée des résultats.

Pour Tepp, tous les résultats sont conservés pour les variables d'emploi (ETP, effectifs au 31 décembre et effectifs moyens) qui étaient déjà présents dans la spécification Tepp, 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.

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 sont moins présents.

TABLE 12 – Résultats sur échantillon commun : représentation des effets significatifs seulement.

	(Variables d'emploi de Tepp)			(Variables d'emploi de Liepp)		
	ETP (Dads)	Eff. 31/12 (Dads)	Eff. moyen (Dads)	Postes	Heures	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	

4.2 Spécification : traitement en quartiles ou linéaire

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.

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

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

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

Les résultats de la spécification, selon les mêmes modalités (concept d'emploi, pondération et instruments) que pour les spécifications de la réplication sont présentées en table 13. 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 cohérents 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 correspondrait à : un point de CICE donne 2% d'emploi en plus pour les entreprises du quatrième quartile, à comparer aux semi-élasticité de 1 à 2 en moyenne sur tout l'échantillon pour les spécifications linéaires.

TABLE 13 – Spécification linéaire instrumentée : Tepp

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)
Effet 2013	0,977 0,389 *	1,558 0,367 ***	1,071 0,116 ***	1,725 0,119 ***	0,860 0,453	0,919 0,436 *	1,133 0,134 ***	1,377 0,143 ***	1,482 0,370 ***	1,564 0,352 ***	1,357 0,114 ***	1,699 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

4.3 Sensibilité aux variables de contrôle

Les variables de contrôle ajoutées dans les spécification 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 de l'intensité capitalisitique et des salaires moyens par tête, ainsi que des variables de structure des salaires (en dessous de 1.5 fois le Smic), Tepp utilise, 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 :

- Taux d'exportation
- Productivité du travail
- Taux de marge
- Taux d'investissement
- Rentabilité économique
- Taux d'endettement
- Taux de prélèvements financiers
- Intensité capitalistique

Variables de structure de l'emploi

- Part des ouvriers
- Part des cadres
- Part des professions intermédiaires
- Part des employés
- Part des ingénieurs en R et D
- Part des femmes
- Part des personnes âgées de moins de 30 ans
- Part des personnes âgées de moins de cinquante 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 14 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 troisième 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

TABLE 14 – Robustesse de la spécification Tepp en quartiles instrumentés aux variables de contrôle

Dépendante Pondéré Instruments	ETP OUI 2011-2012					
Q2	0,003	-0,017	0,004	-0,011	0,006	-0,015
	0,005	0,006	0,006	0,005	0,005	0,005
		**		*		**
Q3	0,001	-0,021	0,003	-0,015	0,005	-0,021
	0,006	0,006	0,006	0,006	0,007	0,005
		***		**		***
Q4	0,038	0,021	0,042	0,024	0,040	0,022
	0,006	0,004	0,005	0,005	0,007	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

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 troisième 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 15. Cette différence est à mettre en regard de l'apparition d'effets négatifs et significatifs des quartiles 2 et 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 14.

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 salaires (qui ne sont pas présents comme variable de contrôle dans les spécifications de Tepp), ou de productivité attribuée 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 embaucher. A l'inverse, une entreprise en déficit de productivité devrait réorganiser sa production, par exemple en réduisant sa main d'oeuvre. Ainsi, la non introduction des variables de productivité ou de salaires ne permettrait pas de contrôler suffisamment bien pour "l'état de santé économique" des entreprises, et peut confondre dans un traitement élevé une

TABLE 15 – 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 **
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

forte réduction du coût du travail 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.

Rapprochement 2

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) interagis avec des indicatrices temporelles sont introduites. En différenciant l'équation ainsi spécifiée, la relation voulue est introduite.

Pour rapprocher complètement les spécifications, nous introduisons également les variables de salaire moyen par tête, en niveau et en différence, dans la spécification de Tepp. Ces variables sont présentes pour Liepp et sont sans doute susceptibles de contrôler une hétérogénéité inobservée. Une présentation synthétique des spécifications initiales et modifiées pour le rapprochement est proposée en table 16.

Par ailleurs, pour l'estimation de Tepp, nous faisons également le choix de mener une estimation en placebo, c'est à dire que nous testons le modèle comme si la politique avait été implémentée en 2012. La

TABLE 16 – Spécifications rapprochées : Tepp et Liepp

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

variable d'emploi est donc la variation de l'emploi entre 2012 et 2011, 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 17.

TABLE 17 – 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	0,013	0,000	0,004	Pla	1,144		0,727	
	0,007	0,013	0,003	0,002		0,775		0,069	***
Q3	-0,005	-0,001	-0,010	-0,006	T 13		-0,419		0,233
	0,009	0,011	0,003	0,003			0,814		0,068
			**						**
Q4	0,016	0,020	0,033	0,027	T 14		-0,743		0,030
	0,010	0,013	0,005	0,003			0,667		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					

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. 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 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. Il n'est donc pas évident de conclure sur la persistance des résultats positifs de Tepp avec cette spécification.

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.

Ce rapprochement de spécification mène à des résultats réconciliés qu'on peut résumer comme suit :

Rapprochement 3

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 négatifs, 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.

Références

- Jean-Marc Béguin and Olivier Haag. Méthodologie de la statistique annuelle d'entreprises. description du système «ésane». 2017.
- Marc F Bellemare, Takaaki Masaki, and Thomas B Pepinsky. Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect. *The Journal of Politics*, 79(3) :000–000, 2017.
- Clément Carbonnier, Simon Fredon, Benoit Gautier, Clément Malgouyres, Thierry Mayer, Loriane Py, Gwenaële Rot, and 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, and 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.
- Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'horty, Ferhat Mihoubi, and 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.
- Douglas Staiger, James H Stock, et al. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3) :557–586, 1997.

Appendices

TABLE 18 – 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	
Pondération	(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

35

TABLE 19 – 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	
Pondération	(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

TABLE 20 – 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

TABLE 21 – 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	
Instruments	(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