

L'effet du CICE sur les prix: Résultats inter et intra-sectoriels *

Rémi Monin et Milena Suarez Castillo †

Septembre 2017

Résumé

Le crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) est une mesure générale d'allègement du coût du travail qui a pu être utilisée par les entreprises pour abaisser leurs prix de vente. Dans cette étude, nous cherchons à mettre en évidence un effet du CICE sur les mouvements des prix sectoriels et des prix pratiqués par un échantillon d'entreprises en exploitant respectivement la variabilité intersectorielle et intrasectorielle d'exposition au CICE. Un modèle à facteurs captant les co-mouvements des indices de prix est proposé pour contrôler l'hétérogénéité temporelle par secteur ou par entreprise des variations de prix. L'analyse sectorielle suggère que l'exposition au CICE serait à l'origine d'une modération des prix dans les secteurs industriels en amont de la chaîne de production, et les secteurs de services proches de la demande finale. Cependant, cet effet déflationniste ne peut être distingué d'une baisse générale des prix dans ces secteurs. L'hypothèse d'une transmission des effets du CICE par les liens inter-sectoriels de consommations intermédiaires est explorée : elle pourrait expliquer que l'effet direct se traduise in fine par une baisse générale décorrélée des montants de CICE initialement perçus. Afin de circonscrire les effets de transmission, l'analyse intra-sectorielle par entreprise procède à des analyses séparées secteur par secteur. Des baisses de prix corrélées au CICE sont confirmées dans certains secteurs industriels amont, par exemple la métallurgie, et dans certains services aval, par exemple le transport et entreposage. La construction spécialisée et les activités de services et de soutien aux entreprises ressortent également des analyses.

* Cette étude a bénéficié du suivi à l'Insee de Sébastien Roux et Dominique Goux, et des avis de relecteurs de Patrick Sevestre, Emmanuel Dhyne et Clément Malgouyres. Les auteurs tiennent à remercier le département des statistiques de court terme et le département des comptes nationaux de l'Insee pour leur aide précieuse sur les données, ainsi que tous les participants au séminaire DEE et à la session Banque de France de la conférence de l'APET 2017

† Insee - DEE. Les résultats présentés dans cette note sont préliminaires et susceptibles d'être révisés.

Le Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) est une politique économique de grande ampleur (cible de 20 milliards d'euros annuels) en faveur des entreprises. Ce crédit d'impôt est égal à 4% en 2013 et 6% en 2014 de la masse salariale inférieure à 2,5 SMIC et peut être envisagé comme une réduction différée du coût du travail. Plus généralement, le CICE est considéré comme une subvention à la production ayant pour objectif d'abaisser les coûts d'exploitation des entreprises afin d'accroître leur compétitivité. Nous nous intéressons à l'effet qu'a pu avoir le CICE sur le niveau des prix des entreprises en France. En décembre 2015, 24 % des entreprises de services et 36% des entreprises de l'industrie déclaraient utiliser en partie le CICE pour baisser leurs prix (enquête de conjoncture de l'INSEE [2015]). Par ailleurs, une étude de l'OFCE sur données macro-sectorielles (Ducoudré et al. [2015]) révèle, avec un modèle à correction d'erreur, un lien entre l'exposition des grands secteurs économiques au CICE et un mouvement de baisse de prix.

Nous prolongeons cette approche sectorielle dans un premier temps en considérant une stratégie empirique s'appuyant directement sur la variabilité des prix intersectorielle pour tenir compte des évolutions conjointes des indices de prix. Dans un second temps, cette stratégie empirique est appliquée au niveau des entreprises d'un même secteur. Dans les deux approches, la modélisation économétrique adoptée repose sur un modèle à facteurs (*interactive fixed effects* en anglais) : les prix sont supposés suivre des tendances communes, pondérées individuellement. Par exemple, les corrélations entre les indices de prix des secteurs de l'industrie peuvent refléter l'évolution des prix du pétrole. La méthode consiste à extraire des données un certain nombre de séries temporelles sous-jacentes, appelées facteurs. Ces facteurs n'influencent pas tous les secteurs de la même manière, de même qu'une hausse du prix du pétrole, variable sous-jacente, peut affecter largement les prix dans l'industrie du raffinage et de la chimie, mais avoir très peu d'effet dans les industries des télécommunications. On construit ainsi une évolution des prix contrefactuelle, supposée prévaloir en absence de CICE.

Toutefois, le modèle à facteurs sur l'ensemble de l'industrie ou l'ensemble des services suppose des chocs communs à l'ensemble des activités sous-jacentes¹. Cette hypothèse peut paraître forte, par exemple si l'on considère que les dynamiques des demandes sont propres à chaque secteur, et ne peuvent pas s'approcher par une demande macroéconomique à laquelle les secteurs seraient plus ou moins sensibles. En utilisant des données de prix observés au niveau des entreprises, il est possible d'être plus précis en supposant qu'il existe des chocs spécifiques à un secteur, qui affectent différemment les entreprises du secteur, selon des pondérations individuelles. Il est alors plus vraisemblable que ces facteurs inobservés reflètent des dynamiques de coûts et de demande, si ceux-ci sont les principaux contributeurs aux dynamiques de prix. Approcher les chocs de demande et de conditions de marché par un élément commun spécifique à un produit, estimé à partir des données, est une approche proposée par Dhyne et al. [2011]. Une deuxième analyse, par entreprise, est ainsi menée au sein de chaque grand secteur d'activité couvert par l'enquête Observatoire des Prix dans l'Industrie et les Services (OPISE). Cette fois, c'est la variabilité intrasectorielle qui est mobilisée pour analyser les corrélations entre changements de prix et exposition au CICE au niveau des entreprises. C'est, à notre connaissance, la première étude sur données françaises qui apparie des données quantitatives de prix observés au niveau des entreprises avec leurs principales caractéristiques économiques issues de sources administratives, sur un champ aussi large.

La répercussion des coûts dans les prix

En première approximation, la question que nous posons dans cette étude est celle de la répercussion du coût du travail sur les prix, puisque l'assiette du CICE dépend directement de la masse salariale de l'entreprise. De façon encore plus générale, se pose la question de la répercussion du coût d'un facteur de production dans les prix. Il convient d'abord de reconnaître que les stratégies de prix des entreprises ne se fondent pas dans un cadre théorique unifié, mais que plusieurs théories peuvent apporter des éclairages différents (voir Encadré 1). Dans le cas le plus simple de concurrence parfaite ou monopolistique, avec

1. Si ces chocs peuvent certes affecter chaque secteur spécifiquement, ils sont supposés appartenir à un sous espace vectoriel résumant l'information prépondérante de l'ensemble des séries de prix.

Encadré 1. Déterminer et changer son prix : des théories difficiles à départager

Les comportements de fixation et d'ajustement des prix ont fait l'objet de nombreuses études empiriques, notamment d'enquête depuis les travaux de Blinder et al. [1998] : on demande aux responsables des grandes entreprises s'ils reconnaissent parmi les théories concurrentes leur propre stratégie de fixation des prix. Sur données d'enquêtes européennes, Fabiani et al. [2005], révèlent que 40 % des entreprises en France fixent leurs prix en appliquant une marge fixe ou variable sur leur coûts, caractéristique des comportements de concurrence monopolistique. Une même proportion (38 %) suivent les prix des concurrents, et 22 % une autre méthode incluant notamment la fixation du prix par une autorité de réglementation.

Toutefois, les entreprises n'ajustent généralement pas immédiatement leurs prix face aux chocs auxquels elles sont confrontées. Cette rigidité des prix est un fait stylisé particulièrement fort et une hypothèse usuelle des modèles macroéconomiques néo-keynésiens. Les travaux de Fabiani et al. [2005] qui reprennent la méthode d'enquête de Blinder montrent que les explications les plus pertinentes pour les entreprises françaises sont les problèmes de coordination (une entreprise ne souhaite pas être la première à augmenter ses prix de vente en risquant de perdre des clients à la concurrence), l'existence de contrats de long terme explicites à prix fixes, la stabilité de leurs propres coûts et l'existence de contrats implicites avec les clients (prix «juste»).

Enfin, Bertola et al. [2012] toujours sur données d'enquête, montrent que suite à une hausse de leurs coûts (y compris salariaux), les entreprises adoptent une combinaison de mesures consistant à augmenter leurs prix, baisser leurs marges et tenter de diminuer d'autres sources de coûts.

une fonction de production à rendements constants et facteurs immédiatement ajustables, et où les entreprises considèrent les prix des facteurs de production comme donnés, Aaronson and French [2007] montrent que l'élasticité du prix de la production par rapport au prix d'un facteur de production est égale à la part que représente ce facteur dans les coûts totaux de production. Dans le cas du CICE, le facteur de production dont le prix baisse correspond au travail rémunéré au dessous de 2.5 SMIC. La part de ces rémunérations dans les coûts totaux est particulièrement variable selon les secteurs : de moins de 1 % dans les industries énergétiques, à presque la moitié dans les activités de soutien aux entreprises².

La littérature empirique cherchant à mesurer l'effet du coût du travail sur les prix est essentiellement liée à l'effet du salaire minimum. Lemos [2008] passe en revue les études empiriques sur l'effet de salaire minimum sur les prix, aux Etats-Unis et dans certains pays en développement. Les élasticités sont faibles. Une hausse de 10 % du salaire minimum entraîne généralement une hausse de moins de 1 % des prix dans ces études. De la même manière Fougère et al. [2010] étudient l'effet du salaire minimum sur les prix dans les restaurants et trouvent une élasticité du prix par rapport au salaire minimum de l'ordre de 8 à 15 %, supérieure à celles des études américaines, ces différences provenant des différences de poids des salariés rémunérés au salaire minimum dans les coûts totaux des restaurants. Ces ordres de grandeur ne sont cependant pas directement comparables aux nôtres, puisque la part des salaires concernés par le salaire minimum est largement inférieure à l'assiette du CICE. Enfin, l'étude de l'OFCE pour France stratégie sur l'impact du CICE, Guillou et al. [2016], estime une élasticité des prix à l'export au coût du travail horaire de 0.3 pour les entreprises exportatrices, a priori plus exposées à la concurrence, élasticité très hétérogène suivant les produits.

Les modèles à facteurs

Pour modéliser des dynamiques corrélées aux déterminants largement inobservés comme les variations de prix, les modèles à facteurs apparaissent particulièrement pertinents. Ils sont particulièrement

2. voir annexe C, table 7 pour le détail par secteur

utilisés en macroéconomie car ils permettent de construire des indicateurs macroéconomiques résumant une information multidimensionnelle, par exemple pour l'analyse de la conjoncture. Cornec and Deperraz [2006] se servent d'un modèle à facteurs pour construire l'indicateur du climat des affaires en France; et Cristadoro et al. [2005] pour construire un indicateur d'inflation structurelle dans la zone euro. Foerster et al. [2011] utilisent quant à eux une modélisation factorielle pour dégager les chocs communs aux indices sectoriels de production, et les décliner entre chocs purement communs et chocs initialement sectoriels transmis via les connexions inter-sectorielles.

Les modèles à facteurs peuvent également être utilisés en micro-économétrie, et en particulier en évaluation des politiques publiques pour contrôler une hétérogénéité inobservée impliquant des dynamiques communes qui seraient mal captées par de simples effets fixes additifs. Cependant, jusqu'à la contribution économétrique déterminante de Bai [2009], les études microéconomiques utilisant les modèles à facteurs reposaient sur une hypothèse forte d'indépendance (Boutin et al. [2008]). Bai [2009] permet d'estimer un modèle où les effets fixes peuvent être corrélés aux variables explicatives (traitement et contrôles). Dans la lignée de ces travaux, Kim and Oka [2014] utilisent les modèles à facteurs pour contrôler l'hétérogénéité inobservée des taux de divorces entre Etats américains, qui serait corrélée à la mise en place des lois permettant les divorces unilatéraux dont ils cherchent à isoler l'effet. Les auteurs défendent que l'usage d'un modèle à facteurs réduit considérablement le problème d'endogénéité. Hagedorn et al. [2015] estiment l'effet de la baisse différenciée des durées d'indemnisation du chômage sur l'emploi. Dans ce cas, le modèle à facteurs est utilisé pour rendre compte des tendances différenciées d'emploi entre Etats, d'une façon plus flexible qu'un simple modèle en panel. En effet, les modèles à facteurs constituent un sur-modèle par rapport aux modèles classiques de différence de différence (Gobillon et Magnac [2016]), qui prend en compte les dynamiques communes et les corrélations qui en découlent, qui sont sans aucun doute prépondérantes dans les dynamiques de prix. Dans le cadre de cette étude, nous proposons un modèle à facteurs afin de répondre à plusieurs difficultés empiriques : la très grande variabilité des indices de prix, leurs dynamiques probablement corrélées et l'indisponibilité de variables explicatives. Le modèle à facteurs nous permet de définir une situation de référence par rapport à laquelle il devient possible d'évaluer les dynamiques de prix selon l'exposition des entreprises au CICE. L'estimation est obtenue avec la méthode de Bai [2009] et mise en oeuvre sur un panel d'indices de prix non cylindré.

La première partie expose le modèle et ses hypothèses. La deuxième décrit les données utilisées, au niveau sectoriel et au niveau entreprise. La troisième présente les résultats de l'approche intersectorielle. Enfin, nous présentons les résultats de l'approche microéconomique ou intrasectorielle.

1 Méthode

1.1 Modèle à facteurs

Pour contrôler des différences de comportement de fixation de prix, les variations trimestrielles de prix d'un ensemble d'unités économiques (secteurs de l'économie, ou entreprises d'un même secteur) sont représentées par un modèle à facteurs interactifs. Ce modèle s'apparente à une méthode de différence-en-différence où le contrefactuel tient compte de l'hétérogénéité des tendances entre les secteurs. Le modèle s'écrit, pour une unité économique i (secteur ou entreprise) et un trimestre t :

$$\pi_{i,t} = C_{i,t}\beta + \lambda'_i F_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

où

$$\lambda'_i F_t = \sum_{k=1}^R \lambda_{ik} F_{tk}$$

Dans ce modèle, $\pi_{it} = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right)$ représente la variation de prix dans les transactions de l'unité i entre les trimestres $t-1$ et t . C_{it} est la réduction de coûts imputable au CICE, mesurée en pourcentage de masse salariale ou de charges totales d'exploitation, le vecteur F_t représente $R \in \mathbb{N}$ chocs

macroéconomiques inobservés comme par exemple les chocs de demande, la variation des prix d'un intrant, les crises financières, les chocs technologiques, ou des mouvements saisonniers. Le vecteur λ_i représente la dépendance spécifique des prix de l'unité i aux R chocs communs contenus dans F_t . Enfin, ϵ_{it} est une perturbation idiosyncratique.

Le choix du nombre de facteurs R dans le modèle est délicat : en pratique, il est souvent fixé arbitrairement. Afin d'éviter un choix ad hoc, nous présentons les résultats pour le nombre de facteurs résultant du test de Bai and Ng [2002], et explicitons la sensibilité des résultats au choix du nombre de facteurs si elle existe. Ce test, à l'image des critères d'information de type Akaike, est le résultat d'un arbitrage entre le degré d'ajustement du modèle aux données et le nombre de paramètres.

La procédure consiste donc à estimer conjointement l'effet β de la réduction de coûts sur les prix, les $T \times R$ facteurs temporels communs F_{tk} et les $N \times R$ facteurs sectoriels ou spécifiques à une entreprise λ_{ik} fixes dans le temps. L'estimateur minimise l'erreur quadratique, sous deux contraintes d'identification. Formellement, en considérant $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})$ pour $X_i = \pi_i \in \mathbb{R}^T$ ou $X_i = C_i \in \mathbb{R}^T$, $\Lambda^k = (\lambda_{1k}, \dots, \lambda_{Nk}) \in \mathbb{R}^N$, $F^k = (F_{1k}, \dots, F_{Tk}) \in \mathbb{R}^T$, pour $k \in \llbracket 1, R \rrbracket$:

$$(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\lambda}) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^N \|\pi_i - C_i \beta - F \lambda_i\|^2 \quad (2)$$

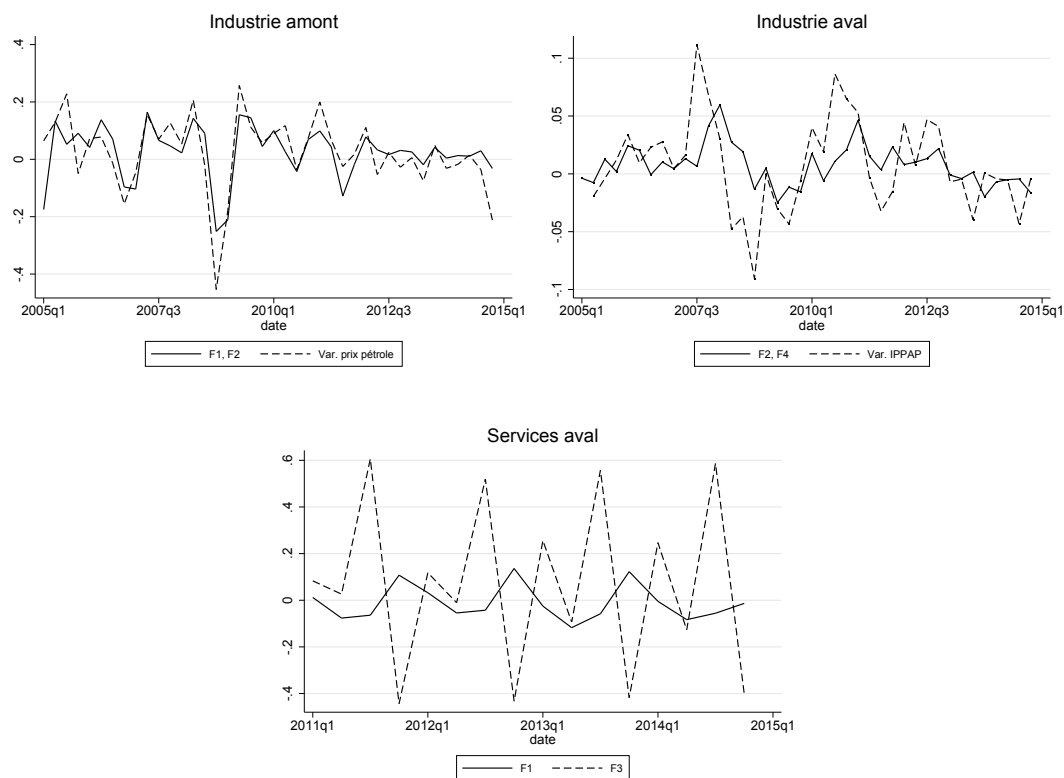
$$t.q. \forall k, p \in \llbracket 1, R \rrbracket^2, \quad \langle F^k, F^p \rangle = T \delta_{kp}$$

$$\langle \Lambda^k, \Lambda^p \rangle = 0 \quad \text{si } k \neq p,$$

Le panel d'indice de prix n'étant pas cylindré, du fait notamment de la montée en charge de la production d'indices pour les services, nous adaptons la procédure d'estimation comme le suggère Bai [2009] avec un algorithme d'espérance-maximisation (EM), que nous décrivons en annexe.

Dans nos spécifications, les caractéristiques inobservées qui peuvent influencer les prix ne sont contrôlées qu'à travers la structure factorielle des perturbations. Par exemple dans l'approche sectorielle, le prix des consommations intermédiaires, importants dans les secteurs industriels, n'est pas directement représenté, mais pourrait se modéliser par la représentation factorielle pour peu que la relation prix «intrants» - prix «produit» soit stable dans le temps. De même, les effets de la demande sur les prix ne sont contrôlés que sous l'hypothèse que les demandes adressées aux secteurs (aux entreprises) sont des combinaisons linéaires stables dans le temps propres à chaque secteur (chaque entreprise) d'une demande agrégée, représentée par un ou des facteurs temporels. Le choix de spécification dont la justification économique repose sur des hypothèses fortes s'explique par la volonté de couvrir un champ large avec des données relativement restreintes d'une part, et d'autre part de rester neutre sur les hypothèses économiques nécessaires à la construction d'un ensemble de variables explicatives cohérent et pertinent.

A titre d'illustration de cette méthode d'estimation, nous présentons en figure 1 les caractéristiques les plus saillantes des facteurs temporels F_t estimés lors de l'analyse sectorielle de référence. Ces facteurs sont identifiés à une rotation près et ne peuvent pas strictement s'interpréter séparément. Toutefois, ils illustrent le type d'hétérogénéité que le modèle à facteurs peut prendre en compte d'une part ; et une interprétation cohérente se dégage à partir de leur similarité avec certaines séries macroéconomiques d'autre part. Pour les secteurs industriels amont, une combinaison linéaire des deux premiers facteurs reproduit les variations du prix du pétrole. A noter que ces deux facteurs ont des poids importants dans les séries du raffinage et de certains produits de la chimie. Pour les secteurs industriels aval, une combinaison linéaire des facteurs pourrait représenter les variations de prix très volatiles dans les industries agro-alimentaires (IPPAP : indice de prix des produits agricoles à la production). Les tendances sont similaires, bien que la combinaison linéaire des facteurs ne rendent pas bien compte des fluctuations autour de la tendance. Enfin, pour les secteurs des services aval, les facteurs semblent avant tout capter différents schémas de saisonnalité, en tout cas après 2011, date à partir de laquelle l'échantillon inclut les secteurs présentant le plus de variation saisonnière, notamment dans les secteurs de l'hébergement et la restauration.



Sources : OPISE FARE MVC, calcul des auteurs

Note : on représente le facteur 1 à partir de 2011, date à partir de laquelle les séries de prix les plus contributives sont disponibles.

FIGURE 1 – Interprétation des facteurs

1.2 Spécification de la variable de traitement

La principale difficulté réside dans l'impossibilité de dater précisément la période à laquelle les entreprises intègrent le CICE dans leurs décisions. Plus précisément, hormis les entreprises éligibles à la restitution immédiate (dont certaines PME et jeunes entreprises innovantes) ou celles ayant obtenu un préfinancement de leur créance, les entreprises clôturant l'exercice comptable au 31 décembre n'ont réellement perçu le CICE pour les salaires distribués en 2013 qu'à la liquidation de l'impôt sur les sociétés, en mai 2014. Il n'y a donc pas eu de réduction effective de coûts en 2013, si ce n'est comptable, mais il est envisageable que certaines entreprises aient anticipé un moindre impôt à payer et aient pu engager cette réduction de coût anticipée dès l'annonce de la mise en place du dispositif.

Concrètement, on propose de dater la baisse de coût au premier trimestre en 2013 et en 2014 et de mesurer les effets de cette baisse sur chacun des trimestres de l'année en cours avec une spécification à retard. C'est-à-dire :

$$\pi_{i,t} = \Delta \ln(p_{it}) = \sum_{k=0}^3 \gamma_k C_{i,t-k} + \lambda'_i F_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

où

$$C_{it} = 1\{t = T1 - 2013\} \frac{CICE_i^{2013}}{Coût_i^{2013}} + 1\{t = T1 - 2014\} \frac{CICE_i^{2014} - CICE_i^{2013}}{Coût_i^{2013}}$$

C'est une manière souple d'estimer l'effet annuel, $\beta = \sum_{k=0}^3 \gamma_k$, proposée entre autres par Benedek et al. (2015). Les deux chocs datés aux T1 sont les variations relatives de coûts salariaux (quand $Coût$ est la masse salariale), ce qui permet d'interpréter β comme une élasticité. Le modèle simple d'Aaronson [2001] permet de relier l'élasticité coût du travail (sous 2.5 SMIC), prix $\epsilon_{P/w}$ à la part de la masse salariale sous 2.5 SMIC par l'égalité : $\epsilon_{P/w} = \frac{MS < 2.5 \text{ SMIC}}{\text{Coût totaux}}$. Dans les estimations, nous approchons le coût du travail par la masse salariale. Si l'on note MS_{in} les coûts salariaux de l'année n , la variation due au CICE peut s'approcher par $\Delta \ln MS_{in} \simeq \frac{CICE_{i,n} - CICE_{i,n-1}}{MS_{i,n}}$, d'où, l'élasticité $\frac{\Delta \ln p_{in}}{\Delta \ln MS_{in}} \simeq \beta$. Concrètement, pour un secteur (une entreprise) qui n'emploierait que des salariés rémunérés au-dessous de 2,5 SMIC et qui ne modifierait pas sa structure salariale, le CICE équivaut à une baisse de 4% du coût du travail en 2013 par rapport à 2012 et d'environ 2,1% en 2014 par rapport à 2013. En 2015, le coût du travail ne baisserait pas puisque le dispositif est maintenu à 6% de la masse salariale au-dessous de 2,5 SMIC. Dans cette spécification, le coefficient $\hat{\beta}$ estimé correspond à l'élasticité du prix par rapport à la masse salariale. Cette élasticité diffère de l'élasticité du prix par rapport au coût du travail par un terme correctif qui dépend de l'élasticité de l'emploi par rapport au coût du travail. Plus précisément : $\epsilon_{P/MS} = \epsilon_{P/w} \times \frac{1}{1 + \epsilon_{L/w}}$ où nous estimons $\epsilon_{P/MS}$. Les résultats sont donc d'autant plus comparables à la part des salaires cible du CICE dans les coûts des entreprises que l'effet du CICE sur l'emploi est faible ($\epsilon_{L/w} \approx 0$).

Nous avons également testé des spécifications où la baisse de coût sur l'exercice 2013 est autorisée à avoir un effet jusqu'en 2014 : nous présentons alors l'élasticité la première année $\beta_1 = \sum_{k=0}^3 \gamma_k$ et la deuxième année $\beta_2 = \sum_{k=4}^7 \gamma_k$.

1.3 Discussion sur l'endogénéité

Notre étude repose sur l'hypothèse qu'en absence de CICE, les prix auraient suivi l'équation $\pi_{it} = \lambda'_i F_t + \epsilon_{it}$, où ϵ_{it} n'est pas corrélé aux facteurs, ni au CICE. Cette hypothèse serait violée si les chocs idiosyncratiques ϵ_{it} étaient corrélés au traitement.

D'abord, une baisse idiosyncratique de la demande pourrait induire des prix plus bas et inciter l'entreprise à ajuster ses coûts à la baisse. Si ces entreprises diminuent leur masse salariale sous 2.5 SMIC, elles diminuent leur exposition au CICE et nous sous-estimons les effets. En revanche, si le choix des entreprises porte sur la réduction des coûts des autres facteurs de production, nous pourrions surestimer l'effet, suivant la variable d'exposition considérée. Ensuite, Bertola et al. [2012] documentent qu'en Europe, la réaction d'une entreprise à une hausse de coûts est à la fois d'augmenter ses prix et de réduire ses coûts. De la même manière que précédemment, selon les facteurs d'ajustement, nous surestimons ou sous-estimons l'effet. L'effet est sous-estimé si l'entreprise baisse les salaires à emploi constant (à cause du seuil d'exposition, $\uparrow C_{it}, \uparrow \pi_{it}$) mais surestimé si l'entreprise diminue l'emploi des salariés sous 2.5 SMIC spécifiquement ($\downarrow C_{it}, \uparrow \pi_{it}$). Dans l'ensemble, le signe du biais n'est pas évident.

Toutefois, si les chocs de demande et de coûts qui affectent les entreprises ont les mêmes variations mais diffèrent uniquement en intensité, et que le comportement de fixation des prix des entreprises est relativement stable sur la période, la réponse des entreprises est correctement capturée par les facteurs. Dans ce cas, le modèle à facteurs n'est pas biaisé. Il est important de noter que puisque les facteurs peuvent être corrélés à l'exposition, les entreprises peuvent adopter les comportements décrits *supra* quand elles sont exposées à un choc *commun*.

Pour limiter la portée de cette critique, nous proposons de mener des analyses séparées sur des groupes plus homogènes, pour lesquels on peut penser que les perturbations sont communes (les secteurs de l'industrie en amont de la chaîne de production, les entreprises de la construction spécialisée...). En

particulier, dans l'analyse inter-sectorielle, nous distinguons les secteurs en amont et en aval de la chaîne de production.

1.4 Secteurs amont et aval de la chaîne de production (analyse inter-sectorielle)

La spécification est d'autant plus convaincante que les facteurs temporels F_t s'interprètent comme des chocs communs aux secteurs. Il existe donc un arbitrage empirique entre le champ de l'estimation, c'est à dire les secteurs retenus dans l'analyse, qui doivent être les plus comparables possibles pour qu'il soit légitime de penser qu'ils sont soumis à des chocs communs, et la puissance du test, liée au nombre d'observations. Nous choisissons de mener les analyses en séparant les secteurs, selon qu'ils sont industriels ou de services, et en les distinguant selon qu'ils sont en amont ou en aval de la chaîne de production, selon la méthode présentée en encadré 2. On peut en effet penser que les secteurs en aval de la chaîne, i.e. les plus proches de la consommation finale sont les plus sensibles à des chocs de demande, alors que ceux en amont sont plus sensibles à des chocs de prix des matières premières.

1.5 Tests de robustesses : placebo temporel et en coupe

La robustesse du modèle est évaluée à l'aide de deux tests. Le premier est un test placebo classique en économétrie qui consiste à attribuer à chaque secteur la variation de coûts liée au CICE observée en 2013 et 2014 aux années 2011 et 2012. Dit autrement, on fait comme si le CICE avait été mis en place en 2011. Un coefficient $\beta_{placebo}$ négatif et significatif indiquerait donc que les secteurs les plus exposés au CICE adoptaient avant même la réforme un comportement de baisse de prix relativement aux secteurs plus exposés au CICE. Au niveau microéconomique, ce test n'est pas envisageable car les entreprises de notre échantillon présentes continûment sur 2010-2012 sont trop peu nombreuses³, voire absentes dans certains secteurs.

Le second test est lié aux difficultés empiriques que pose l'évaluation du CICE. Toutes les entreprises ayant été touchées au même moment, il n'existe pas de contrefactuel observable. Notre modèle combine deux comparaisons pour estimer l'élasticité β : les variations avant-après 2013 (le CICE entre en application) et les variations en coupe (les entreprises et les secteurs sont exposés différemment). Ces deux sources de variabilité doivent être distinguées pour l'interprétation de l'effet mesuré. Dans un cas extrême où toutes les entreprises auraient la même exposition au CICE, l'effet serait purement temporel et donc difficilement dissociable de toute tendance exogène apparue en 2013 (une autre politique mise en place par exemple, que le modèle à facteurs n'aurait pas pu capturer sur le passé). Au contraire, si l'estimation de l'élasticité est très liée à des différences d'exposition entre les entreprises, le lien avec le CICE apparaît d'autant plus probable. Le test mis en place consiste à attribuer aléatoirement (un grand nombre de fois) les expositions au CICE aux unités économiques (secteurs ou entreprises) et à réestimer le modèle. En comparant $\hat{\beta}$ et $\hat{\beta}_{aleatoire}$, nous pouvons ainsi évaluer la dominance de la variabilité temporelle ou de la variabilité en coupe dans la mesure de l'effet β . Une description heuristique est présentée en annexe C. En résumé, si l'effet estimé initialement est purement lié à la dimension avant/après du traitement, alors l'effet moyen des expériences aléatoires devrait être le même que celui mesuré avec le traitement initial. En revanche, si le coefficient de notre estimation mesure simplement l'effet des différences d'exposition, alors l'effet moyen des attributions aléatoires devrait être nul, ou en tout cas non significatif. Nous considérons qu'une estimation réussit le test si l'effet est non significatif ou significativement atténué après attribution aléatoire.

Un test de robustesse supplémentaire, macroéconomique, lié à l'augmentation du taux normal de TVA au 1er janvier 2014, consiste à introduire en variable de contrôle le taux «effectif» d'exposition d'un secteur à la TVA (i.e. la moyenne des trois taux, normal, moyen et réduit, pondérés par la part du Chiffre d'affaires du secteur taxé au taux correspondant). Cet indicateur varie essentiellement aux 1er janvier 2012 et 2014 (resp. création du taux réduit à 7% et passage du taux normal de 19.6 à 20% et du taux réduit à 10%). Les résultats des estimations ne sont pas modifiés lors de l'ajout de cette

3. Un secteur sur deux du champ a moins de 65 entreprises remplissant cette condition.

Encadré 2. Amont et aval de la chaîne de production

Pour distinguer les secteurs selon qu'ils se trouvent en «amont» ou en «aval» de la chaîne de production, nous suivons Antràs et al. [2012] pour construire un indicateur de distance d'un secteur par rapport à la demande finale. Pour chaque produit i , on peut calculer la part de la production de i qui entre dans la consommation intermédiaire du secteur j , qui s'écrit :

$$\phi_{ij} = \frac{CI_{ji}}{Y_i + M_i - X_i}$$

avec CI_{ji} le volume de produit i utilisé en consommation intermédiaire par j , Y_i la production intérieure de produit i , M_i et X_i les importations et exportations de produit i . La distance à la consommation finale du produit i peut être introduite par l'équation :

$$U_i = 1 + \sum_j \phi_{ij} U_j$$

Et peut être calculée en inversant un système linéaire. Cette distance vaut 1 si l'ensemble du secteur i produit un bien final, et augmente à mesure que la production du secteur i est utilisée dans la consommation intermédiaire d'autres secteurs. Par exemple, la fabrication de machines et d'équipements est en amont (loin de la consommation finale) et la restauration en aval (proche de la consommation finale).

variable, en variation ou en niveau. Le coefficient devant ce contrôle est négatif, comme attendu si l'on considère que les entreprises ne répercutent pas entièrement les hausses de TVA sur leurs clients, mais au contraire diminuent leur prix à la production pour limiter l'impact sur le prix TTC.

1.6 Prise en compte des transferts dans l'analyse intersectorielle

Une limite importante de l'approche intersectorielle est la non-prise en compte des transferts de baisse de coûts entre secteurs, qui sont liés par leurs consommations intermédiaires. Il est possible que le traitement soit mal évalué pour les secteurs bénéficiant de répercussions de baisses de prix via leurs consommations intermédiaires et que l'effet direct du CICE ne soit pas une bonne mesure de l'exposition réelle des secteurs au CICE. La mesure de l'effet serait donc biaisée, sur-estimée en amplitude, et ce d'autant plus que les secteurs très exposés au CICE ont également des fournisseurs très exposés au CICE. Nous illustrons ici comment le traitement serait modifié si l'on supposait que les variations des prix d'un secteur étaient immédiatement transmises aux prix de ses clients, en nous inspirant de l'approche utilisée par Hagneré et Legendre [2016] dans leur étude d'évaluation *ex ante* du CICE.

$$\pi_{it} = \sum_{j \in A(i)} a_{ij} \pi_{jt} + \sum_{k=0}^3 \gamma_k C_{i,t-k} + \lambda'_i F_t + \epsilon_{it}$$

où $a_{ij} = \frac{CI_{ij}}{Coût_i}$ est la part des consommations intermédiaires de i dans j rapportée aux coûts de i , et $A(i)$ l'ensemble des secteurs fournissant le secteur i , que l'on suppose constant dans le temps. Ces poids peuvent être construits à partir des données de comptabilité nationale (matrice input-output). Cela revient à supposer une répercussion complète et immédiate des prix de consommation intermédiaire, alors qu'une réduction des coûts du travail pourrait être échelonnée et partielle. On peut alors écrire, sous forme vectorielle, à t ,

$$\pi_t = \sum_{k=0}^3 \gamma_k (I_N - A)^{-1} C_{t_k} + [(I_N - A)^{-1} \Lambda'] F_t + (I_N - A)^{-1} \epsilon_t$$

qui prend la forme d'un modèle à facteurs, avec des poids modifiés, et où l'exposition au CICE est l'exposition directe et indirecte. Toutefois, il apparaît des corrélations en coupe dans les résidus, et l'on

ne s'inscrit dans le cadre de Bai (2009) que sous réserve que ces corrélations soient «faibles».

En pratique, le test placebo temporel montre des tendances préexistantes sous cette spécification, ce qui nous mène à considérer plutôt un modèle de transmission à un tour :

$$\pi_t = \sum_{k=0}^3 \gamma_k (I_N + A) C_{t_k} + \tilde{\Lambda}' \tilde{F}_t + \tilde{\epsilon}_t \quad (4)$$

où l'effet du CICE est considéré comme la somme de l'effet direct et du transfert des intermédiaires directs par les prix, ignorant que les intermédiaires eux mêmes ont bénéficié de baisse de prix qu'ils pourraient retransmettre.

2 Données

Les données utilisées dans l'étude sectorielle et dans l'étude microéconométrique proviennent des mêmes sources : enquête Observatoire des Prix dans l'Industrie et les Services (OPISE) pour les séries de prix, sources fiscales pour le CICE et les variables de coût. Elles font cependant l'objet de traitements différents dans les deux cas.

2.1 Approche inter-sectorielle

Les données de prix sont issues de l'enquête OPISE, réalisée par l'INSEE pour la construction des indices de prix à la production des branches⁴, disponible au niveau des classes de la Classification des Produits Français (CPF 4 positions)⁵. Par exemple, l'*indice des prix de production des services français aux entreprises françaises (BtoB) - Prix de base - CPF 78.10 - Services des agences de placement de main d'oeuvre - Base 2010* est disponible sur le site de l'INSEE depuis le dernier trimestre 2008. Nous utilisons d'abord ces indices de prix pour des comparaisons intersectorielles. L'enquête OPISE est réalisée auprès d'un échantillon de plus de 4000 entreprises, qui sont choisies afin d'assurer une couverture maximale du chiffre d'affaire d'un poste de la CPF 4 positions avec un minimum d'entreprises. Les entreprises réalisant moins de 5 millions d'euros de chiffres d'affaires ne font pas partie du champ enquêté⁶, et les entreprises multibranches sont favorisées pour des questions d'efficacité. De fait, cette technique de sondage suppose que les prix sont dictés par les acteurs dont les volumes de transaction sont les plus importants. Les petites entreprises sont supposées s'aligner sur ces prix. Les indices de prix au niveau des entreprises répondantes que l'on peut identifier sont utilisés dans un deuxième temps pour des comparaisons intra-sectorielle (classification agrégée A38, 38 secteurs, dont 26 sont représentés dans OPISE).

Avec les hypothèses et restrictions présentées dans l'encadré 3, nous parvenons à reconstituer des indices de prix pour 240 secteurs. Le taux de couverture, c'est-à-dire la part du chiffre d'affaires d'un secteur couvert par les branches pour lesquelles nous disposons de séries de prix s'élève en moyenne à 87% et varie de 49% à 100%. Les secteurs à plus faible couverture sont essentiellement ceux pour lesquels il existe une forte composante commerciale, pour lesquelles nous ne disposons pas de séries de prix.

Les données fiscales utilisées sont de deux natures. La base Mouvement de Créances (MVC) fournit le montant de créances de CICE tel qu'enregistré par l'administration fiscale au niveau de chaque entreprise. Les Fichiers Approchés des Résultats d'Esane (FARE), regroupant notamment les liasses fiscales des entreprises, permettent d'obtenir les masses salariales et les charges d'exploitation des entreprises. Dans l'étude sectorielle, les unités légales présentes dans MVC sont appariées à celles de FARE. Les variables de créance de CICE, de masse salariale, et de charges d'exploitation sont sommées par classe (NAF⁷ 4 positions) pour former les ratios sectoriels d'exposition au CICE. On construit ainsi

4. cf Insee-Méthodes [1999]

5. La CPF est une nomenclature de produits. Le niveau des classes est codé sur 4 caractères et comprend 578 postes. Le niveau 6 en comprend 3220

6. A l'exception des entreprises de travaux de construction spécialisée, caractérisées par une petite taille

7. Nomenclature des activités françaises

Encadré 3. L'enquête OPISE

L'enquête Observatoire des Prix dans l'Industrie et les Services (OPISE) mesure l'évolution des prix dans l'industrie et dans les services. Elle couvre tout le secteur marchand, à l'exception des activités agricoles, commerciales, actuarielles et financières. En pratique, plus de 25 000 transactions régulières sont identifiées, collectées et utilisées pour construire des séries agrégées aux différents niveaux de la classification des produits française. Les unités enquêtées sont essentiellement des entreprises, mais également des établissements publics (CCI), ou des municipalités, pour certains secteurs.

Nous nous concentrons sur les indices de prix de production des entreprises, à prix de base, qui correspondent au revenu du producteur, et qui sont comptabilisés hors impôts sur les produits, hors TVA, hors déduction sur les produits et en considérant les transactions intra-groupe. Nous nous concentrons sur les variations trimestrielles de prix.

Les transactions sont également différenciées selon le marché de destination (France, zone euro et hors zone euro). Pour les services une distinction est également faite selon le type de clientèle, qu'il s'agisse des entreprises (Business to Business) ou des ménages (Business to Consumers). L'Insee produit également des indicateurs agrégés sur tous les marchés (Business to All), comprenant les entreprises et ménages français ainsi que les transactions réalisées avec l'étranger.

Construction des séries de prix sectoriels

Les séries de prix dans l'industrie correspondent aux transactions sur le marché français. En revanche, dans les services, la disponibilité des données des indicateurs agrégés pour certains secteurs nous contraint à retenir les séries de prix "Business to All", donc y compris les exportations. Des tests de robustesse menés sur les champs communs suggèrent que la différence de concept a peu d'influence sur les résultats.

Dans la plupart des cas, les indices des agrégats sont disponibles au niveau CPF 4 positions que nous pouvons faire coïncider avec un secteur ou une branche d'activité. Dans un certain nombre de cas, seules les séries de la CPF 6 positions sont disponibles. Dans ces cas, nous avons choisi d'imputer la série au niveau 4 par la série au niveau 6 la plus longue disponible.

Par ailleurs, les séries de prix sont construites à partir de l'observation, dans les entreprises, des prix des produits, donc selon une logique de branche. Or, le crédit d'impôt est perçu par des entreprises, potentiellement multi-produits, sans contrainte sur son utilisation. Il est donc nécessaire d'effectuer une transformation des séries de prix pour créer un indicateur de prix sectoriel. Nous transposons la matrice de ventilation secteur/branche, qui renseigne le chiffre d'affaires réalisé par les entreprises d'un secteur dans les différentes branches de produit. Ces données permettent de construire un indicateur synthétique de variation de prix par secteur, comme la somme des variations des prix des branches pondérées par les poids des branches dans le secteur.

deux variables d'exposition au traitement : le CICE mesuré comme une baisse du coût du travail : $CICE/MS$, avec MS la somme des salaires, traitements et charges sociales reportés dans les liasses ; et le CICE mesuré comme baisse de coûts totaux d'exploitation : $CICE/Charges$. Ces charges d'exploitation sont égales à la masse salariale à laquelle s'ajoutent les achats de marchandises et de matières premières corrigés de la variation des stocks, les charges externes ainsi que les dotations d'exploitation. On présente en tableau 1 les principales caractéristiques des variables construites, par regroupement de secteurs. Dans le premier cas, le coefficient estimé peut être comparé à la part du facteur «travail sous 2.5 SMIC» dans les coûts totaux, égal à l'élasticité théorique dans le cadre d'un modèle simple avec répercussion complète du coût du travail dans les prix (Aaronson and French [2007]). Dans le deuxième, il s'agit d'une mesure plus agnostique de répercussion des coûts dans les prix : pour une réduction des

coûts totaux d'exploitation (due au CICE) de 1%, l'élasticité estimée mesure alors le pourcentage de baisse de prix correspondante. Il s'agit du coefficient pertinent dans le cas où les entreprises n'ont pas perçu le CICE comme une baisse de leur masse salariale mais comme une baisse de leurs coûts totaux.⁸

La réduction moyenne du coût du travail liée au CICE est de même ordre de grandeur dans les regroupements de secteurs, à 1.7 %. La réduction des charges totales d'exploitation est en revanche plus élevée pour les secteurs de services, amont et aval, que dans les secteurs de l'industrie, puisque la part du travail dans les coûts est plus grande dans les services, notamment amont qui comprennent les activités d'intérim et d'entretien de bâtiments. Dans tous les cas, la réduction des coûts est moindre en 2014 qu'en 2013, ce qui reflète l'apparition du CICE en 2013 à 4% de la masse salariale au dessous de 2,5 SMIC puis de sa montée en charge à 6% en 2014. Les prix moyens des regroupements de secteurs ont moins augmenté sur la période 2013-2014 que sur la période 2010-2012, et ont même baissé, en moyenne, pour les industries amont, sous l'effet notamment de la baisse du prix des matières premières sur la période. Le ralentissement des prix est également marqué sur la période pour les services amont, notamment via les activités de soutien aux entreprises. La baisse des prix est moindre dans les services aval, mais recouvre de grandes disparités avec de fortes baisses dans les services de télécommunication et de fortes hausses dans l'hébergement ou les activités d'édition en 2013-2014.

TABLE 1 – Analyse sectorielle : statistiques descriptives

			Industrie		Services	
			Amont	Aval	Amont	Aval
Nombre de secteurs			105	65	14	56
Nombre d'observations			4 080	2 308	472	1 776
Δ CICE/MS <i>en %</i>	2013	Moy.	1,71	1,76	1,68	1,60
		Ec.-ty.	0,53	0,56	0,67	0,64
	2014	Moy.	0,76	0,70	0,82	0,80
		Ec.-ty.	0,36	0,36	0,26	0,44
Δ CICE/Charges <i>en %</i>	2013	Moy.	0,38	0,35	0,83	0,54
		Ec.-ty.	0,53	0,56	0,67	0,64
	2014	Moy.	0,17	0,14	0,38	0,27
		Ec.-ty.	0,10	0,09	0,31	0,20
Variation des prix <i>en %</i>	2010-2012	Moy.	0,72	0,65	0,34	0,29
		Ec.-ty.	2,75	2,29	2,22	4,97
		Q1	-0,43	-0,32	-0,12	-0,30
		Q3	1,42	1,25	0,88	0,64
	2013-2014	Moy.	-0,11	0,12	0,03	0,26
		Ec.-ty.	1,78	1,84	2,55	5,33
		Q1	-0,77	-0,51	-0,55	-0,38
		Q3	0,61	0,70	0,69	0,56

Sources : Insee : OPISE, FARE; MVC

Champ : Industrie et services hors services financiers. 2005-2014.

Note : pour des raisons de disponibilités des séries de prix, tous les secteurs ne sont pas présents dès 2005.

2.2 Approche intra-sectorielle

Pour la construction des séries de prix individuelles, nous utilisons directement la base de données des réponses des entreprises à l'enquête, et constituons une variable de variation trimestrielle de prix

8. Alors, dans le cadre du modèle simple de Aaronson and French [2007] la baisse de prix correspondante devrait être de 1%.

par entreprise en retenant les transactions pour le marché français, et les transactions BtoB dans les services. Les entreprises fournissent en moyenne 5 à 6 séries de produits, la plupart du temps dans la même branche. Il ne nous est cependant pas possible d'identifier finement la catégorie des produits, ce qui exclut une analyse au niveau entreprise \times produit. Par conséquent, nous agrégeons les séries de prix au niveau de l'entreprise, par moyenne des variations trimestrielles de prix des produits pondérées par les chiffres d'affaires correspondant, renseignés lors de l'enquête.

Le croisement d'OPISE, FARE et MVC au niveau des unités légales permet d'associer la variable de traitement à près de 6 000 entreprises. Nous retirons les entreprises pour lesquelles le ratio CICE/MS calculé est supérieur à 10 % ou pour lesquelles la variation de prix d'un trimestre à l'autre est supérieure à 100 %. Par ailleurs, et à cause du processus de montée en charge de l'enquête, l'échantillon s'élargit au cours du temps, puisqu'un grand nombre d'entreprises n'ont commencé à être interrogées que bien après la mise en place du CICE. Nous restreignons donc notre échantillon aux entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014, ce qui rapporte l'échantillon à près de 4 200 entreprises exploitables⁹. Cette restriction conduit notamment à l'impossibilité de mener une estimation pour le secteur de l'hébergement et restauration, regrettable compte-tenu de l'exposition élevée au traitement dans ce secteur.

Les entreprises OPISE représentent 35% des créances de CICE de l'intersection MVC-FARE (Figure 2). Il s'agit essentiellement de grandes entreprises et d'ETI. La couverture des plus grandes entreprises est particulièrement bonne, puisque plus de la moitié des entreprises de plus de 500 salariés de l'intersection MVC-FARE sont interrogées dans le cadre de l'enquête. La couverture chute rapidement quand la taille se réduit. Seules 10 % des entreprises de 20 à 50 salariés de MVC-FARE sont interrogées, et la couverture devient quasi nulle pour les entreprises encore plus petites. Une des conséquences de la surreprésentation de grandes entreprises dans l'échantillon est un décalage de la distribution des variables de traitement vers la gauche présentée en figure 2. Les entreprises de l'échantillon étant majoritairement des grandes entreprises (GE) et des établissements de taille intermédiaire (ETI), elles sont en moyenne moins affectées par le CICE que les autres¹⁰, parce que les salaires versés par les GE et ETI sont en moyenne plus élevés, comme déjà relevé par Pisani-Ferry et al. [2016].

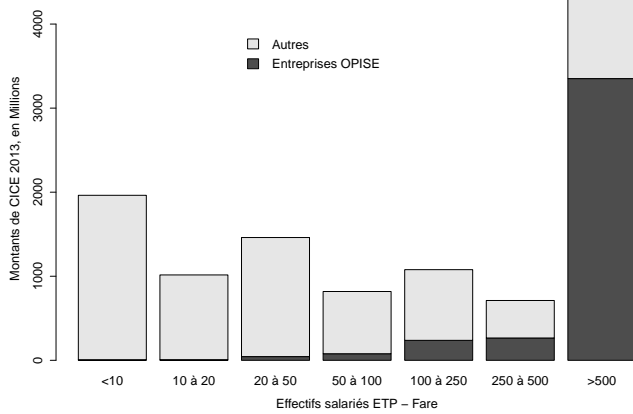
On considère également plusieurs variables de contrôle susceptibles d'avoir un effet sur les prix¹¹, de 2009 à 2014. L'indice de prix des consommations intermédiaires (calculé au niveau A129, avec l'aide de la matrice input-output) est une mesure du renchérissement d'une partie des coûts d'exploitation¹². La productivité apparente du travail (rapport de la valeur ajoutée sur l'effectif de l'entreprise), ainsi que le taux de marge brut (rapport de l'excédent brut d'exploitation sur la valeur ajoutée) sont deux variables de mesure de la performance économique de l'entreprise. Une augmentation de la productivité du travail, en accroissant la production peut permettre les baisses de prix. Ces ratios calculés avec des données en valeur sont cependant eux-mêmes en partie déterminés par la politique de prix de l'entreprise. L'intensité capitalistique (rapport des immobilisations corporelles sur la valeur ajoutée) est utilisée comme une mesure, évidemment imparfaite, de la pression concurrentielle qui peut s'exercer sur l'entreprise (intensité capitalistique élevée implique des barrières à l'entrée importantes). Le taux de valeur ajoutée (rapport de la valeur ajoutée sur le chiffre d'affaire) peut être vu comme une mesure de l'intégration verticale des activités d'une entreprise (un taux de valeur ajoutée élevé implique que l'entreprise produit elle-même une grande partie de ce qu'elle vend, et sous-traite peu), qui peut avoir une importance dans sa politique de fixation des prix. Enfin, le taux d'exportation (rapport des exportations et livraisons intracommunautaires sur le chiffre d'affaires total), est régulièrement pointé comme une variable déterminante pour la formation des prix (tendance à accroître la qualité pour exporter à des prix plus élevés (Manova and Zhang [2012]), marge plus importante des exportateurs par rapport aux non exportateurs (De Loecker and Warzynski [2012]), mais aussi pression concurrentielle forte dans certains secteurs).

9. Pour les estimations, nous considérons des tests de robustesse en modifiant cette exigence

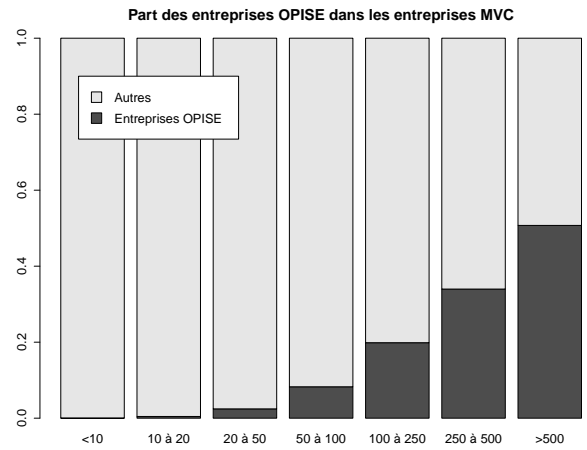
10. Cette différence présentée sur l'ensemble des entreprises se retrouve secteur par secteur

11. Les résultats présentés sont cependant très similaires en leur absence.

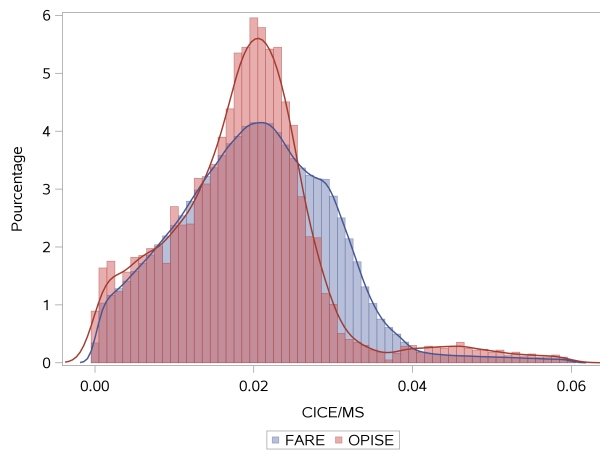
12. La variable d'indice de prix des consommation intermédiaire croisée avec le poids des consommations intermédiaires dans les charges d'exploitation a également été testée pour des résultats similaires



(a) Couverture OPISE en créance CICE

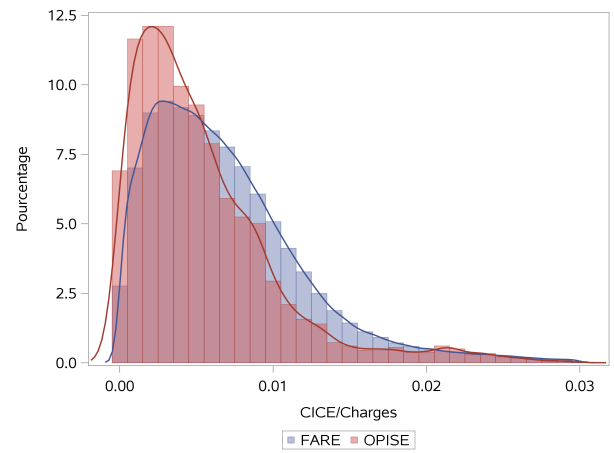


(b) Couverture OPISE par taille d'entreprise



(c) CICE/MS

Sources : OPISE ; MVC ; FARE ; Calcul des auteurs



(d) CICE/Charges

FIGURE 2 – Représentativité des entreprises OPISE parmi les bénéficiaires du CICE

Nous présentons les caractéristiques principales des variables d'intérêt des bases de données niveau entreprises en table 8 en annexe. Pour l'ensemble des entreprises, les variations trimestrielles de prix sont en moyenne de 0.65 % sur 2010-2012 puis de 0.16% sur 2013-2014. Le secteur le plus exposé en proportion de sa masse salariale est le secteur des transports et de l'entreposage (HZ), tandis qu'en proportion des charges il s'agit des activités de services administratifs et de soutien aux entreprises. Peu de secteurs voient leur prix baisser en moyenne après 2013 (l'industrie agroalimentaire, la fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques, et la cokéfaction-raffinage, la métallurgie), mais une modération des prix en moyenne est à l'oeuvre la quasi totalité des secteurs. Seul secteur industriel dans ce cas, les entreprises de l'industrie du textile et de l'habillement ont pratiqué des hausses de prix similaires sur les périodes 2010-2012 et 2013-2014. Les autres secteurs où l'on observe une stabilité de l'inflation moyenne sont des secteurs des services : activités informatiques et services d'information, activités juridiques, comptables, d'ingénierie et autres activités spécialisés, scientifiques et techniques.

3 Résultats : approche inter-sectorielle

Le tableau 2 présente les résultats des estimations menées séparément sur les regroupements de secteurs industriels, et en les distinguant selon leur position dans la chaîne de production, et en utilisant la variable de traitement C_{it} , qui peut être la réduction du coût du travail, la réduction des coûts d'exploitation ou le placebo. L'effet des variables de traitement n'apparaît pas significatif lorsqu'il est estimé sur l'ensemble des secteurs industriels (2.1). En revanche, l'analyse restreinte aux secteurs industriels amont montre un effet négatif et significatif du traitement sur les prix (2.2), que l'effet soit mesuré comme une baisse du coût du travail ou comme baisse de charges totales d'exploitation. L'élasticité au coût du travail estimée dans les secteurs industriels amont de -0.416 est cependant de très forte amplitude par rapport à ce qui aurait été attendu ; de la même manière, l'estimé de l'élasticité du prix au coût total est largement supérieur à l'unité, ce qui impliquerait que les secteurs industriels auraient baissé leurs prix en plus grande proportion que ce que la réduction de leurs coûts leur aurait permis. Pour les secteurs aval de l'industrie, (2.3), l'estimation est particulièrement imprécise et l'effet estimé non significatif. En ce qui concerne les secteurs des services, l'effet estimé du traitement est négatif et significatif, qu'il soit mesuré comme baisse du coût du travail ou comme baisse de charges (2.4). L'élasticité du prix au coût du travail est cohérente, quoiqu'un peu supérieure avec la part des salariés rémunérés en dessous de 2,5 SMIC, et la repercussion des coûts dans les prix, mesurée avec la diminution de coûts totaux d'exploitation semble être seulement partielle. Le signe, l'ampleur et la significativité de l'effet du traitement mesuré comme baisse de coût du travail sont confirmés lorsqu'on se restreint aux secteurs aval (2.5), mais l'effet de repercussion des coûts totaux devient non significatif. Pour toutes ces analyses, le test placebo d'attribution anticipée à 2011 du traitement apparaît non significatif.

Ces résultats sont cependant fragiles. La prise en compte des transferts, décrite en equation 4¹³ modifie sensiblement les estimations (dernière colonne du tableau). Pour l'industrie amont, les services et en particulier les services aval, où les estimés de référence sont significatifs, la prise en compte des transferts conduit à réduire l'ampleur de l'effet du CICE sur les prix, en partie parce que la variable de traitement est plus élevée en prenant en compte les transferts. L'atténuation de l'effet mesuré est particulièrement notable dans le cas des secteurs industriels amont, dont la valeur est presque divisée par deux tout en restant substantielle (de -1.56 à -0.84). Dans les services, la correction du coefficient estimé est moindre (de -0.6 à -0.5), notamment parce que la correction de la variable de traitement est moindre. D'autre part, le coefficient relatif aux services aval, donc les plus proches de la consommation finale est mesuré plus précisément et devient significatif. La mesure de l'effet du placebo devient par ailleurs significative et positive dans l'industrie, essentiellement sous l'effet des secteurs industriels en aval de la chaîne de production. Ce résultat sur le placebo dans l'industrie aval pourrait s'expliquer par la présence de nombreux secteurs agroalimentaires, fortement exposés au CICE et largement consommateurs de produits également agro-alimentaires, donc fortement bénéficiaires du CICE via les transferts,

13. La variable de traitement modifiée ne concerne que le CICE mesuré en baisses de charges, puisque les effets de transmission concernent les consommations intermédiaires, donc les charges totales d'exploitation

TABLE 2 – Résultats de l’approche mésoéconomique : élasticité estimées avec ou sans transfert

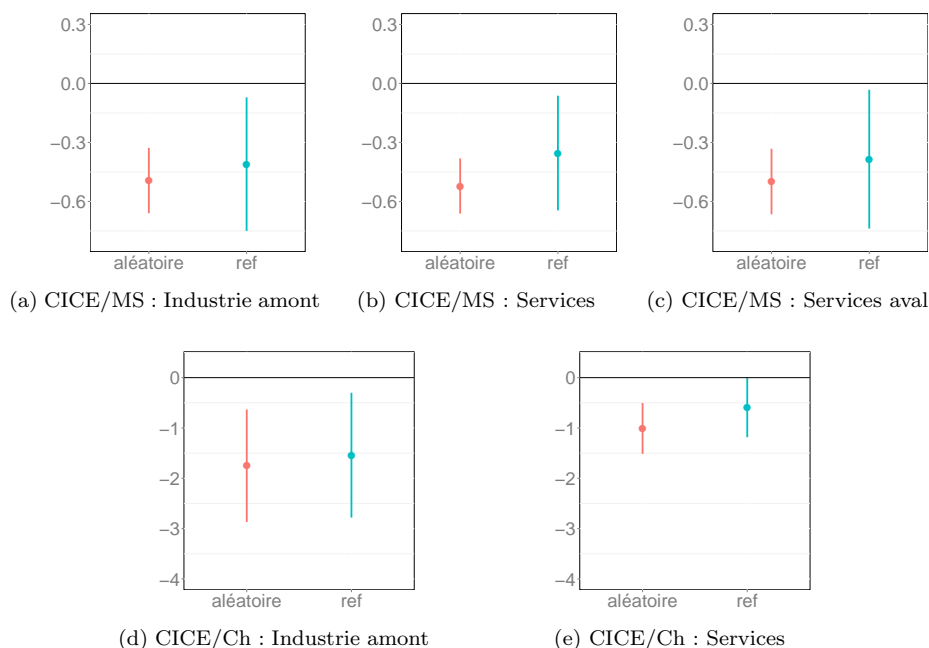
	Champ	C_{it}	Elasticités estimées	
			Référence $\hat{\beta}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$)	Avec transferts $\hat{\beta}^{transfert}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}^{transfert}}$)
(2.1)	Industrie (165 secteurs)	CICE/MS	0.036 (0.178)	-
		CICE/Charges	-0.196 (0.714)	-0.352 (0.261)
		placebo	0.054 (0.393)	0.559* (0.293)
(2.2)	Industrie amont (105 secteurs)	CICE/MS	-0.416** (0.204)	-
		CICE/Charges	-1.555** (0.791)	-0.840*** (0.290)
		placebo	-0.242 (0.472)	0.389 (0.345)
(2.3)	Industrie aval (65 secteurs)	CICE/MS	0.097 (0.260)	-
		CICE/Charges	0.327 (1.134)	-0.246 (0.442)
		placebo	0.088 (0.559)	1.014** (0.476)
(2.4)	Services (70 secteurs)	CICE/MS	-0.356** (0.136)	-
		CICE/Charges	-0.603* (0.315)	-0.511*** (0.159)
		placebo	0.017 (0.274)	0.144 (0.151)
(2.5)	Services aval (56 secteurs)	CICE/MS	-0.326** (0.150)	-
		CICE/Charges	-0.507 (0.384)	-0.475** (0.210)
		placebo	-0.001 (0.294)	0.226 (0.197)

Le nombre de facteurs (5) est sélectionné selon Bai et Ng (2002)

Horizon : 2005-2014; $\hat{\beta} = \sum_{k=0}^3 \hat{\gamma}_k$; les transferts sont restreints aux transfert directs

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE MVC FARE; Calcul des auteurs



Note : La valeur centrale des tests d'attribution aléatoire est égale à la moyenne des estimés après permutation. La demi-longueur de la barre d'erreur des test d'attribution aléatoire est égale à deux fois l'écart-type des estimés après permutation.

FIGURE 3 – Tests d'attribution aléatoire

et pour lesquels les prix ont beaucoup augmenté en 2011 et 2012. De manière générale, les modifications importantes apportées par ces tests suggèrent que les mécanismes de diffusion du crédit d'impôt via les prix des consommations intermédiaires peuvent biaiser l'évaluation.

Les résultats de référence sont également fragiles aux tests de l'effet en coupe. La figure 3 présente les résultats du test d'attribution aléatoire du traitement présenté en 1.5 pour les champs sur lesquels l'effet estimé du traitement est significatif. Après 100 attributions aléatoires du traitement, l'effet moyen reste négatif et significatif¹⁴. On ne décèle pas l'atténuation de l'effet à laquelle on se serait attendu si les différences d'exposition au CICE participaient de manière notable à l'effet négatif estimé. L'impossibilité de distinguer un effet en coupe du traitement de l'effet d'attribution aléatoire peut traduire l'absence d'effet du CICE sur les prix. Cependant, la robustesse du signe et de la significativité de l'effet est étonnante puisqu'elle traduit une tendance à la baisse des prix des secteurs, cette tendance n'étant pas entièrement expliquée par les facteurs. Dit autrement, le test capture un phénomène de modération des prix généralisée, mais atypique compte tenu des co-mouvements habituels des prix, et spécifique à la période 2013-2014.

En définitive, l'ensemble des résultats de l'approche inter-sectorielle tend à indiquer une modération générale des prix à partir de 2013, diffuse, non prédite par le cours normal des chocs macroéconomiques tels que capturés par les facteurs.

14. La significativité de l'effet moyen de l'attribution aléatoire est déterminée par comparaison à l'écart type empirique des estimés sur les 100 permutations

4 Résultats : approche intra-sectorielle

Secteur par secteur, dans la très grande majorité des cas, les élasticités estimées sont négatives, ou non significatives. Quand une corrélation existe à la baisse, elle est le plus souvent présente dès la première année. Dans quatre secteurs, les élasticités sont significativement négatives et ont des ordres de grandeur attendus : les services de transports et entreposage, les activités de services et de soutien (intérim, services relatifs aux bâtiments, sécurité, à l'exclusion des activités de location-bail), la métallurgie et la construction¹⁵. Ces secteurs font partie des secteurs où la part de la masse salariale sous 2.5 SMIC est la plus conséquente dans l'ensemble des charges (cf table 7). Une corrélation significative à la baisse moins attendue apparaît également dans la fabrication de produits informatiques et électroniques. Bien que l'effet négatif soit significatif, l'élasticité est très grande et contrairement aux autres secteurs, le rapport du travail sous 2.5 SMIC et des charges est plutôt faible. Trois autres secteurs industriels ont des élasticité négatives, mais non significatives (Textiles, habillement ; Fabrication de machines et équipements ; Fabrication de matériels de transports). Toutefois, l'attribution aléatoire du traitement atténue l'effet ce qui laisse penser que si la corrélation à la baisse est non significative, le signe du coefficient est bien lié à des expositions différenciées au CICE. Enfin, deux secteurs ont des élasticités estimées significativement négatives, et retardées d'un an, mais le test d'attribution aléatoire n'est pas concluant : l'industrie agroalimentaire et les activités de services et de soutien aux entreprises. Cela laisse à penser que l'élasticité négative peut refléter une modération générale des prix dans ce secteur, et non des variations intra-sectorielles des comportements de fixation de prix. Cependant, l'exclusion des activités de location-bail (camions, voitures, machines et équipements, matériels de bureaux...) fait apparaître une relative atténuation des effets dans le reste des activités de services et de soutien aux entreprises. Enfin, de nombreux secteurs essentiellement dans les services n'ont pas vu d'évolution notable dans leur régime de fixation des prix suite à la mise en place du CICE.

4.1 Résultats secteur par secteur

Nous présentons les résultats secteur par secteur en nous concentrant sur les élasticités estimées, et dans un souci de lisibilité, nous avons reporté l'ensemble des tables (estimations y compris variables de contrôles) en annexe. Introduire ces variables de contrôle ne change pas les analyses, mais peut renseigner sur les comportements de fixation des prix secteur par secteur. Nous accompagnons également les résultats d'éléments liés au contexte économique des secteurs. Une synthèse est proposée en conclusion.

4.1.1 Effet négatif et significatif

Transports et entreposage

Les indicateurs macroéconomique pour ce secteur, qui emploie 1,3 millions de personnes, sont stables. La production se stabilise en 2014 (+0.2% contre -0.2% en 2013 et -0.3% en 2012). L'emploi salarié est resté stable entre 2000 et 2013, bien que l'emploi des activités de postes et de courriers ait été continuellement en baisse. Dans l'échantillon, aucune entreprise des transports n'a pour activité principale le transport de voyageur. Au contraire, ce sont des entreprises spécialisées dans le transport de fret.

Les différentes spécification indiquent une élasticité de l'ordre de $-0.17(0.08)$. Cette valeur se rapproche du poids de la masse salariale au dessous de 2,5 SMIC dans les coûts totaux de 23 % pour le secteur. Le test d'attribution aléatoire (annexe C, figure 6) indique que la variabilité temporelle n'est pas prépondérante.

La construction

Le secteur des travaux de construction spécialisée (installation électrique, plomberie, peinture, menuiserie, maçonnerie) a vu sa production baisser continûment de 2009 à 2014, à l'exception d'un bref sursaut en 2011. L'emploi salarié est également en baisse depuis 2009. Contrairement aux autres analyses

¹⁵. Les travaux de constructions spécialisés (installation électrique, plomberie, peinture, menuiserie, maçonnerie) donc à l'exclusion de la construction de bâtiments et du génie civil

TABLE 3 – Estimation : secteurs à élasticité négative

Elasticité négative, significative, robuste

	HZ - Transp. Entr.		FZ - Construction		CH - Métallurgie		CI - Ind. info. électron.	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	-0.17**	-0.57**	-0.3**	-0.6**	-0.24*	-1.33***	-1.06***	-3.69**
(std)	(0.08)	(0.24)	(0.12)	(0.28)	(0.14)	(0.46)	(0.37)	(1.45)
β_2	-0.03	-0.01	0.02	-0.03	-0.3**	-0.67	-1*	-1.82
(std)	(0.08)	(0.22)	(0.11)	(0.27)	(0.14)	(0.47)	(0.6)	(2.1)
Indice prix CI	0.013	0.01	-0.054	-0.011	0.816***	0.835***	0.267*	0.271*
Facteurs	6	6	4	4	5	5	3	3
Obs.	11034	11034	3881	3881	5693	5693	678	678
Entreprises	478	478	350	350	338	338	65	65

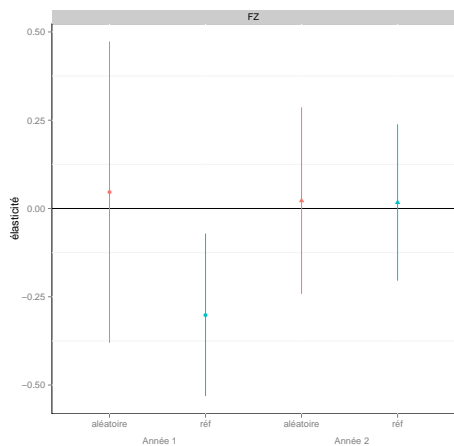
Elasticité négative

	NZ - Services adm. sout. entr.		CB - Textile, hab., cuir		CK - Machines, équip.		CL - Matériels de transport	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	-0.04	0.05	-0.36	-2.48	-0.35	-0.48	-0.29	-1.29
(std)	(0.11)	(0.17)	(0.46)	(1.71)	(0.39)	(1.07)	(0.28)	(1.12)
β_2	-0.24**	-0.18	-0.42	-0.68	-0.28	-0.53	-0.09	-0.56
(std)	(0.12)	(0.17)	(0.53)	(1.8)	(0.27)	(0.93)	(0.27)	(1.11)
Indice prix CI	0.262***	0.298***	0.494***	0.518***	0.078	0.172*	0.442**	0.433***
Facteurs	4	4	4	4	4	4	5	5
Obs.	6099	6099	2615	2615	3123	3123	1436	1436
Entreprises	337	337	188	188	201	201	82	82

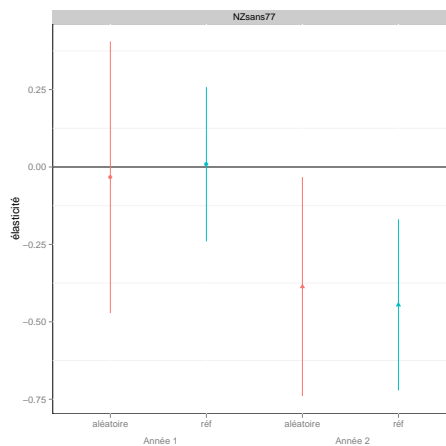
Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs. Variables de contrôle : taux d'exportation, productivité du travail, intensité capitalistique, taux de marge, d'investissement, et taux de valeur ajoutée. Tables complètes en annexe. Horizon : 2009-2014.

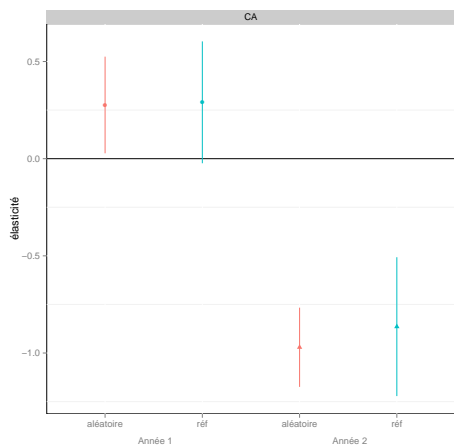
Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014



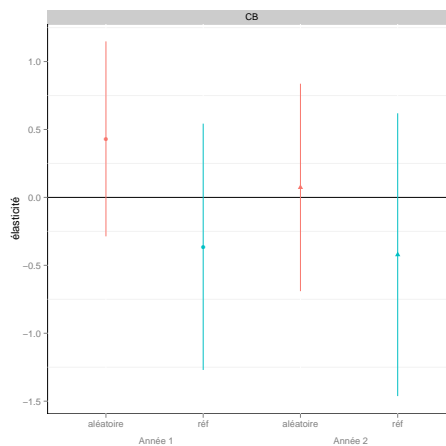
(a) FZ - Construction



(b) NZ - Serv. adm. sout. aux entreprises, loc-bail exclus



(c) CA - Industries agroalimentaires



(d) CB - Textiles, habillement

FIGURE 4 – Exemple de tests d’attribution aléatoire (l’ensemble est en annexe). *Lecture : dans la construction (a), l’effet significatif l’année 1 est essentiellement due à de la variation en coupe alors que dans l’industrie agroalimentaire (c) l’effet significatif l’année 2 est essentiellement due à une variabilité temporelle. Atténuation partielle : (b) l’année 2, la variation temporelle reste prépondérante, avec un faible effet de coupe (atténuation légère et forte variabilité de l’estimation «aléatoire»); (d) si les effets sont non significatifs, les estimés reposent sur une variabilité en coupe*

sectorielles, les entreprises de l’échantillon sont petites (la médiane des salariés en équivalent temps plein est de 20 en 2013, contre plus de 140 dans l’ensemble de l’échantillon). En revanche, le recul temporel est faible.

L’élasticité estimée est de l’ordre de -0.3 , et le test d’attribution aléatoire indique que cela reflète bien une corrélation en coupe avec l’exposition au CICE. A titre de comparaison, la masse salariale cible du CICE correspond à 21 % des charges d’exploitations du secteur.

Les activités de services administratifs et de soutiens aux entreprises

Ce secteur des services est intensif en main d'oeuvre à bas salaire. Il s'agit par exemple d'activités de sécurité privée, de nettoyage courant des bâtiments, d'activités de centres d'appels et d'activités des agences de travail temporaire. Alors que l'emploi hors intérim est en hausse modérée depuis les années 2000, augmentant de 2.4% de fin 2012 à fin 2014, l'emploi intérimaire (78.20Z) est très fortement cyclique, et augmente de 5.6% de fin 2012 à fin 2014. Après une forte baisse au moment de la crise, la reprise avait commencé par être rapide, mais l'emploi intérimaire s'était stabilisé en 2012-2014 à un niveau de l'ordre de 530 000 emplois, inférieur à sa moyenne d'avant crise. L'indice de salaire horaire du secteur augmente régulièrement depuis 2008. La part de la masse salariale sous 2.5 SMIC dans le coût des intrants de ce secteur est la plus élevée de notre champ, s'élevant à 45%. Ce secteur occupe donc une place particulière dans l'analyse, étant une des premières cible de fait du CICE.

Les estimations indiquent un effet retardé en 2014 pour la créance 2013, avec une élasticité de l'ordre de -0.25 . A la différence des autres secteurs considérés, le critère de présence minimale des entreprises joue un rôle assez important. Dans les estimations de référence, nous imposons que les entreprises soient continûment présentes sur 2013-2014. Alors que pour les autres secteurs, les estimations ne changent pas si l'on impose une présence plus longue dans l'échantillon (au prix de la perte d'observations), un effet de composition important existe dans le secteur des activités de soutien aux entreprises. En particulier, l'échantillon cylindré sur 2009-2014 exclue la quasi totalité des entreprises des services relatifs aux bâtiments : activités combinées de soutien lié aux bâtiments, nettoyage courant des bâtiments, services d'aménagement paysager (NAF 81). Ce secteur semble particulièrement répercuter le coût de ces consommations intermédiaires dans ses prix. Ainsi, au sein du secteur NZ, une hétérogénéité existe. Les activités de location-bail forment un des sous-secteurs des activités de services aux entreprises, moins directement exposé au CICE. Exclure ces entreprises, moins intensives en main d'oeuvre, conduit à une élasticité plus forte, de l'ordre de -0.45 . Cela suggère un *pass-through* non linéaire, avec une élasticité plus forte dans les entreprises les plus exposées. De plus, le test d'attribution aléatoire dans ce sous-ensemble (NZ à l'exclusion de la division 77 des activités de location-bail) montre une atténuation, ce qui n'est pas le cas dans l'ensemble. En procédant à l'exclusion successive des secteurs 78 à 82, en particulier pour voir si l'un d'entre eux (en particulier l'intérim) se caractérise par une transmission plus élevée, l'estimation de l'élasticité -0.45 (colonne (5)) ne change quasiment pas : l'intérim n'aurait pas transmis plus que ce que révèle l'élasticité commune, déjà conséquente.

Métallurgie et fabrication de produits métalliques

L'emploi du secteur connaît une decrue lente sur 2000-2015, accentuée pendant la crise en 2009. De fin 2012 à fin 2014, l'emploi salarié s'est contracté de 2.9%. Cette branche représente 14.4% de la production industrielle manufacturière. Après une production en hausse de 2000 à 2007 (+0.36% d'évolution moyenne annuelle), la production n'a pas encore retrouvé son niveau d'avant crise et est encore en baisse (-0.19% de 2013 à 2014)¹⁶.

Les différentes spécifications indiquent une élasticité négative, de l'ordre de -0.25 la première année, de -0.3 la deuxième. Le prix des consommations intermédiaires jouent un rôle très fort dans les variations de prix, avec une répercussion estimée de 80%. L'attribution aléatoire du traitement indique que l'effet est bien un effet en coupe. L'élasticité retardée (2ème année) n'est pas sensible au nombre de facteurs, l'élasticité la première année est elle plus sensible, significative pour 4 et 5 facteurs.

Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques

L'emploi de ce secteur connaît, à l'image de l'industrie, une décroissance franche depuis les années 2000, qui s'est ralentie sur 2011-2014. Les entreprises présentes ont la particularité d'être toutes exportatrices, et la part du chiffre d'affaires à l'export joue à la baisse sur les prix. Le prix des consommations intermédiaires joue également un rôle important dans la formation des prix. Enfin, les entreprises les

16. Sources : Chiffres clés de l'industrie manufacturière - 2015 - Direction Générale des Entreprises

TABLE 4 – Estimations complémentaires : services administratifs et de soutien aux entreprises NZ

	NZ - Services administratifs et de soutien aux entreprises							
	<i>Y compris activités de location-bail</i>				<i>Exclusion des activités de location-bail</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	CICE/MS		CICE/Charges		CICE/MS		CICE/Charges	
	2013-2014	2009-2014	2013-2014	2009-2014	2013-2014	2009-2014	2013-2014	2009-2014
Présence minimale								
β_1	-0.04	-0.13	0.05	0	0.01	-0.02	0.01	-0.01
(std)	(0.11)	(0.14)	(0.17)	(0.21)	(0.13)	(0.14)	(0.16)	(0.2)
β_2	-0.24**	-0.63***	-0.18	-0.85***	-0.45***	-0.56***	-0.51***	-0.84***
(std)	(0.12)	(0.17)	(0.17)	(0.24)	(0.14)	(0.18)	(0.16)	(0.24)
Indice prix CI	0.262***	-0.016	0.298***	0.042	0.245***	0.01	0.275***	0.031
Facteurs	4	4	4	4	4	4	4	4
Obs.	6099	2442	6099	2442	3942	1919	3942	1919
Entreprises	337	103	337	103	210	81	210	81

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC. Variables de contrôle : taux d'exportation, productivité du travail, intensité capitaliste, taux de marge, d'investissement, et taux de valeur ajoutée. Tables complètes en annexe. Horizon : 2009-2014.

Champ : (1) (3) (5) (7) entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

(2) (4) (6) (8) entreprises présentes de 2009 (T2) à 2014

plus capitalistiques ont tendance à plus baisser leur prix dans ce secteur. Les travaux récents de Gilchrist and Zakrajšek [2015] pointent le rôle d'investissement dans une clientèle future que revêtent des prix bas, mais aussi la contrainte financière qui accompagne cette stratégie, accessible donc seulement aux entreprises ayant accès aux financements externes. Dans ce secteur, cette corrélation peut être cohérente avec le fait que les entreprises qui ont accès à des financements externes sont les plus capitalistiques mais aussi celles qui peuvent voir dans des prix plus bas un investissement de long terme sur leur clientèle.

La sensibilité au nombre de facteurs est plus élevée que pour les secteurs précédents, avec une significativité qui disparaît au delà de 5 facteurs. Les estimations sur ce secteur sont donc plus fragiles, et ce d'autant plus que le nombre d'entreprises considérées est très faible (65 entreprises). Le test d'attribution aléatoire confirme néanmoins la corrélation entre baisse de prix et exposition au CICE pour le nombre de facteurs dicté par le test.

4.1.2 Effet négatif, non significatif

Trois secteurs industriels présentent des élasticités négatives, non significatives mais annulées par l'attribution aléatoire des expositions : l'industrie du textile et de l'habillement, la fabrication de matériels de transport et la fabrication de machines et d'équipements. Ces trois secteurs industriels sont caractérisés par un emploi déclinant (du T4 2012 au T4 2014, l'emploi salarié a respectivement baissé de 4.4%, 3.5% et 2.5%). Dans l'industrie textile et la fabrication de matériels de transports, les variations de prix des consommations intermédiaires est répercuté à environ 50% dans les prix. Par contre, si les exportatrices ont des prix orientés à la hausse dans l'industrie textile, les exportatrices modèrent leurs prix dans la fabrication de matériels de transports.

4.1.3 Effet négatif, peu robuste au test d'attribution aléatoire

Les industries agroalimentaires

Les industries agroalimentaires (IAA) sont un des rares secteurs industriels excédentaires sur le solde commercial, et représentent 19.5 % des emplois manufacturiers en 2013. En 2014, la production en volume de la branche de l'industrie agroalimentaire continue de décroître (- 0,5%). Dans le même

TABLE 5 – Secteurs aux résultats fragiles

	CA - Agroalimentaire <i>cf. test d'attrib. aléatoire</i>		CM - Autres ind. manif. <i>Tendance à la hausse préexistante</i>	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1 (std)	0.29* (0.16)	0.62 (0.95)	0.52** (0.26)	2.47*** (0.87)
β_2 (std)	-0.86*** (0.18)	-3.96*** (0.99)	-0.79*** (0.25)	-2.63*** (0.82)
Indice prix CI	0.182***	0.197***	0.247***	0.241***
Facteurs	5	5	5	5
Obs.	6976	6976	3041	3041
Entreprises	387	387	183	183

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC. Variables de contrôle : taux d'exportation, productivité du travail, intensité capitalistique, taux de marge, d'investissement, et taux de valeur ajoutée. Tables complètes en annexe.

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

temps, l'activité manufacturière a légèrement progressé (+ 0,3 %). La production agroalimentaire a présenté de moindres fluctuations que l'ensemble de l'industrie manufacturière lors de la récession de 2008-2009 comme lors du rebond de 2010-2011. Au total, en 2014, elle baisse de 4,4 % par rapport à 2007, contre 10,2 % pour l'ensemble manufacturier¹⁷. Depuis 2013, les négociations annuelles avec la grande distribution sont marquées par la dénonciation régulière des IAA d'une guerre des prix qui, avec la hausse des prix des matières premières, fragilisent leurs marges.

L'élasticité la deuxième année est de -0.8 de 1 à 5 facteurs, baisse légèrement pour 6-7 facteurs. L'élasticité à la hausse n'est significative que pour 5 et 6 facteurs. Si l'on calcule l'élasticité sur 2 ans, on obtient $-0.57(0.24)$. Cependant, l'attribution aléatoire des expositions montre qu'une partie de l'effet pourrait refléter essentiellement une tendance commune à la baisse.

Les «autres» industries manufacturières

Ce secteur recouvre la fabrication de meubles ; d'articles de joaillerie, bijouterie et d'instruments de musique ; d'instruments et de fournitures à usage médical et dentaire ; d'articles de sport, jeux et jouets et autres activités manufacturières et enfin la réparation et installation de machines et d'équipements. Il représente environ 261 000 emplois salariés en 2014.

Comme dans les industries agroalimentaires, l'élasticité la première année est positive, puis significativement négative l'année suivante. La tendance à la hausse est peu robuste aux nombres de facteurs (significative pour 5 facteurs, elle ne l'est pas pour 1-4 et 6-7 facteurs). En revanche, la tendance à la baisse la deuxième année est robuste (significative, du même ordre de grandeur pour 2 à 7 facteurs). L'élasticité estimée sur 2 ans donnerait $-0.27(0.35)$, c'est à dire négative, non significative. Le test d'attribution aléatoire montre bien une atténuation.

4.1.4 Effets nul et ambigu

Les tables des estimations restantes sont disponibles en annexes. Dans les services, aucune baisse des prix corrélée au CICE n'est détectée dans les activités spécialisées, scientifiques et techniques, ainsi que l'édition, audiovisuel et diffusion et les télécommunications ou dans les activités immobilières. Dans

17. Sources : Tableaux de l'économie française - Insee référence 2016

l'industrie, c'est aussi le cas pour les industries extractives, la fabrication de produits en caoutchouc, plastiques, minéraux ; et les industries du bois et du papier.

Enfin, certaines estimations posent problème. Dans le secteur des activités informatiques (JC : programmation et conseil informatique, gestion d'installations informatiques, traitement de données, hébergement et activités connexes, et SZ : réparation d'ordinateurs et de bien personnels), il apparaît une corrélation à la hausse des prix en proportion du CICE, qui persiste de 3 à 6 facteurs. Si l'interprétation de cette corrélation est délicate, dans le cadre de cette étude, l'effet attendu sur ce secteur aurait été plutôt faible étant donné son exposition moyenne par rapport à l'ensemble des entreprises (le ratio CICE sur masse salariale est de 0.84%, contre 1.8% dans l'ensemble de l'échantillon). Enfin, le secteur de la chimie a été retiré de l'analyse car les résultats étaient très dépendants du nombre de facteurs, de la spécification (variable de contrôles, nombre de retards inclus). Ce secteur est relativement peu exposé (le ratio CICE sur masse salariale est de 1.1%).

La table de synthèse 6 récapitule les élasticités estimées par secteur A38.

5 Conclusion

La plupart des secteurs des services ne semblent pas avoir ajusté leur prix dans le court terme sous l'effet des créances de CICE. Cependant, deux secteurs des services où l'incidence du CICE est forte ressortent des analyses microéconomiques : les services de transports et les activités de services et de soutien. Il s'agit également des principaux bénéficiaires du préfinancement (Rapport du comité de suivi 2016). Dans notre échantillon, le premier regroupe des entreprises dont l'activité principale est le transport de fret (principalement routier), l'entreposage et le stockage, la manutention et les activités liées au courrier. Le second regroupe des activités de sécurité, de nettoyage de bâtiments et aménagements paysager, d'activité de centre d'appel et de photocopie. Notons d'une part que les transports (HZ) sont des services en aval de la chaîne de production, et que l'échantillon d'entreprises ne couvre pas l'hébergement restauration contrairement à l'analyse intersectorielle. La construction n'est elle présente que dans l'analyse microéconomique où il apparaît que les baisses de prix sont corrélées à l'exposition au CICE.

Les secteurs industriels sont dans l'ensemble plus affectés que les services, mais de façon hétérogène. A ce niveau d'agrégation, la plupart des secteurs industriels comprennent à la fois des activités en aval et en amont de la chaîne de production (industries agroalimentaires CA, textiles CB, autres industries manufacturières CM). Les secteurs industriels exclusivement en amont et où l'élasticité est négative, bien que pas toujours significative, sont la métallurgie (CH), la fabrication de machines et équipements (CK) et la fabrication de matériel de transport (CG).

En définitive, l'approche intra-sectorielle confirme et complète l'approche inter-sectorielle : l'industrie en amont de la chaîne de production aurait été affectée via la fabrication de produits métalliques, les services dans leur ensemble n'auraient pas été affectés, à l'exception notable des services de transport et d'entreposage, en aval, et des services administratifs et de soutien aux entreprises, en amont. Enfin, la construction, absente de l'analyse sectorielle, apparaît également avoir repercuté une partie du CICE dans le prix des prestations. L'absence de données sur les secteurs de l'hébergement-restauration et du commerce restreint l'analyse quant aux services à proximité du consommateur final. En conclusion, il est probable que des baisses de prix spécifiques à certains secteurs aient pu se transmettre le long de la chaîne de valeur et ainsi résulter en une modération globale des prix à la production. Il convient cependant de rappeler que la situation contrefactuelle construite dans cette étude repose nécessairement sur des hypothèses statistiques fortes.

TABLE 6 – Synthèse des résultats de l’analyse microéconomique

Secteur A38		Contexte		Effectifs (milliers)	Salaire médian
		Elasticité estimée Année 1	Elasticité estimée Année 2		
Effet négatif					
<i>- significatif et robuste</i>					
HZ	Transports et entreposage	-0.17 (0.08)		1319	1901
NZ	Services et soutien aux entr., <i>exclusion de la location-bail</i>		-0.45 (0.14)	1741	1433
CH	Métallurgie, fabrication de produits métalliques	-0.24 (0.14)	-0.3 (0.14)	378	1936
FZ	Construction	-0.30 (0.12)		1311	1784
CI	Produits informatiques, électroniques	-1.06 (0.37)		127	2705
<i>- non significatif, mais atténué par attribution aléatoire des traitements</i>					
CB	Textiles, habillement, cuir et chaussures	-0.36 (0.46)		100	1602
CK	Machines et équipements	-0.35 (0.39)		175	2155
CL	Fabrication de matériels de transport	-0.29 (0.28)		350	2412
<i>- significatif, mais difficile à distinguer d’une baisse générale des prix</i>					
CA	Industries agroalimentaires		-0.86 (0.18)	517	1669
NZ	Services et soutien aux entreprises		-0.24 (0.12)	1741	1433
<i>- significatif, mais précédé d’une hausse</i>					
CM	Autres industries manufacturières	0.52(0.26)	-0.79 (0.25)	261	1922
Effet nul					
BZ	Industries extractives			23	1956
CC	Travail du bois, industries du papier, imprimerie			184	1800
CG	Produits en caoutchouc, plastiques, minéraux			266	1928
CJ	Fabrication d’équipements électriques			111	2124
LZ	Activités immobilières			229	1860
JA	Edition, audiovisuel et diffusion			188	2864
JB	Télécommunications			119	2771
MA	Activités juridiques, comptables, techniques			929	2311
MC	Autres activités spécialisées			180	2002
Effet ambigu : positif, significativité sensible à la spécification					
JC (+SZ)	Activités informatiques et services d’information			373	2659

Les effectifs sont les effectifs salariés au 31/12/14. Le salaire médian est mensuel et exprimé en euros (source : Dares [2017]). A titre indicatif, le smic mensuel net moyen en 2014 est de 1 129 euros. A partir de l’échantillon d’entreprises obtenues à partir d’OPISE, les secteurs suivants ont été exclus du fait du nombre trop faible d’entreprises : CD,CF,DZ,EZ. Le secteur CE (chimie) a été exclu à cause de la sensibilité des résultats au nombre de facteurs et au nombre de retards inclus. Les résultats présentés ici sont robuste au choix du nombre de facteurs. Le nombre de facteurs retenus est obtenu à partir d’un test (Bai and Ng [2002])

Références

- Daniel Aaronson. Price pass-through and the minimum wage. *Review of Economics and Statistics*, 83(1) :158–169, 2001.
- Daniel Aaronson and Eric French. Product market evidence on the employment effects of the minimum wage. *Journal of Labor Economics*, 25(1) :167–200, 2007.
- Pol Antràs, Davin Chor, Thibault Fally, and Russell Hillberry. Measuring the upstreamness of production and trade flows. *The American Economic Review*, 102(3) :412–416, 2012.
- Jushan Bai. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, 77(4) :1229–1279, 2009.
- Jushan Bai and Serena Ng. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1) :191–221, 2002.
- Giuseppe Bertola, Aurelijus Dabusinskas, Marco Hoeberichts, Mario Izquierdo, Claudia Kwapil, Jeremi Montornès, and Daniel Radowski. Price, wage and employment response to shocks : evidence from the wdn survey. *Labour Economics*, 19(5) :783–791, 2012.
- Alan Blinder, Elie RD Canetti, David E Lebow, and Jeremy B Rudd. *Asking about prices : a new approach to understanding price stickiness*. Russell Sage Foundation, 1998.
- Xavier Boutin, Lionel Janin, et al. Are prices really affected by mergers? Technical report, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, DESE, 2008.
- Matthieu Cornec and Thierry Deperraz. Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en france. *Economie et statistique*, 395(1) :13–38, 2006.
- Riccardo Cristadoro, Mario Forni, Lucrezia Reichlin, and Giovanni Veronese. A core inflation indicator for the euro area. *Journal of Money, credit, and Banking*, 37(3) :539–560, 2005.
- Dares. Les salaires par secteur et par branche professionnelles en 2014. *Dares résultats 2017-005*, 2017.
- Jan De Loecker and Frederic Warzynski. Markups and firm-level export status. *The American Economic Review*, 102(6) :2437–2471, 2012.
- Emmanuel Dhyne, Catherine Fuss, M Hashem Pesaran, and Patrick Sevestre. Lumpy price adjustments : A microeconomic analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(4) :529–540, 2011.
- Bruno Ducoudré, Eric Heyer, Mathieu Plane, et al. Que nous apprennent les données macro-sectorielles sur les premiers effets du cice? evaluation pour la période 2014-2015 t2. Technical report, Sciences Po, 2015.
- Silvia Fabiani, Martine Druant, Ignacio Hernando, Claudia Kwapil, Bettina Landau, Claire Loupias, Fernando Martins, Thomas Mathä, Roberto Sabbatini, Harald Stahl, et al. The pricing behaviour of firms in the euro area : New survey evidence. 2005.
- Andrew T Foerster, Pierre-Daniel G Sarte, and Mark W Watson. Sectoral versus aggregate shocks : A structural factor analysis of industrial production. *Journal of Political Economy*, 119(1) :1–38, 2011.
- Denis Fougère, Erwan Gautier, and Hervé Le Bihan. Restaurant prices and the minimum wage. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(7) :1199–1234, 2010.
- Simon Gilchrist and Egon Zakrajšek. Customer markets and financial frictions : Implications for inflation dynamics. 2015.
- Laurent Gobillon and Thierry Magnac. Regional policy evaluation : Interactive fixed effects and synthetic controls. *Review of Economics and Statistics*, 98(3) :535–551, 2016.

Sarah Guillou, Raul Sampognaro, Tania Treibich, and Lionel Nesta. L'impact du cice sur la marge intensive des exportateurs. 2016.

Marcus Hagedorn, Iourii Manovskii, and Kurt Mitman. The impact of unemployment benefit extensions on employment : The 2014 employment miracle? Technical report, National Bureau of Economic Research, 2015.

Cyrille Hagneré and François Legendre. Une évaluation ex ante des conséquences du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (cice). *Revue économique*, 67(4) :697–732, 2016.

INSEE. Le cice est monté en charge en 2015. *Note de conjoncture INSEE*, 4 :84–89, 2015.

Insee-Méthodes. Les indices de prix de vente de l'industrie et des services aux entreprises (pvis). *Insee Méthodes*, 89, 1999.

Dukpa Kim and Tatsushi Oka. Divorce law reforms and divorce rates in the usa : An interactive fixed-effects approach. *Journal of Applied Econometrics*, 29(2) :231–245, 2014.

Sara Lemos. A survey of the effects of the minimum wage on prices. *Journal of Economic Surveys*, 22 (1) :187–212, 2008.

Kalina Manova and Zhiwei Zhang. Export prices across firms and destinations. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1) :379–436, 2012.

Jean Pisani-Ferry, Fabrice Lengart, Amandine Brun-Schammé, Rozenn Desplatz, and Antoine Naboulet. Rapport 2016 du comité de suivi du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi. 2016.

Appendices

A Adaptation au panel non cylindré

A.1 Détail de l'estimation (Bai [2009])

En notant $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})$ pour π_i et $C_i \in \mathbb{R}^T$, $\Lambda^k = (\lambda_{1k}, \dots, \lambda_{Nk}) \in \mathbb{R}^N$, $F^k = (F_{1k}, \dots, F_{Tk}) \in \mathbb{R}^T$, pour $k \in \llbracket 1, r \rrbracket$:

$$\begin{aligned}
 (\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\lambda}) &= \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^N \|\pi_i - C_i \beta - F \lambda_i\|^2 \\
 t.q. \forall k, p \in \llbracket 1, r \rrbracket^2, & \quad \langle F^k, F^p \rangle = T \delta_{kp} \\
 & \quad \langle \Lambda^k, \Lambda^p \rangle = 0 \quad \text{si } k \neq p,
 \end{aligned} \tag{5}$$

Pour résoudre 5, on peut procéder par itération : on peut estimer β sachant F et F sachant β . Bai (2009) propose une procédure itérative qui dispose de bonnes propriétés de convergence par simulation.

β est estimé sachant F avec :

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N C_i' M_F C_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N C_i' M_F \pi_i$$

où M_F est la matrice de projection sur l'orthogonal de l'espace engendré par les facteurs communs : $M_F = I - F(F'F)^{-1}F'$.

De plus, il est possible d'estimer F sachant β . L'estimateur de F est égal à la matrice des R premiers vecteurs propres de la matrice : $\sum_{i=1}^N (\pi_i - C_i \beta)(\pi_i - C_i \beta)'$. Ainsi, l'estimateur vérifie le système d'équations :

$$\begin{cases} \hat{\beta} &= (\sum_{i=1}^N C_i' M_{\hat{F}} C_i)^{-1} \sum_{i=1}^N C_i' M_{\hat{F}} \pi_i \\ \hat{F} &= R \text{ premiers vecteurs propres} \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N (\pi_i - C_i \hat{\beta})(\pi_i - C_i \hat{\beta})' \right) \end{cases}$$

On peut ensuite obtenir $\hat{\lambda}$ avec : $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} (\hat{F}(\pi_i - C_i \hat{\beta}))$. Bai (2009) montre que l'estimateur de β ainsi défini converge quand $N, T \rightarrow \infty$ et explicite sa variance asymptotique. En pratique, la résolution du système se fait par itération des estimations de β et de F , en initialisant $\beta^{(1)} = 0$.

Pour le calcul des erreurs standards, on se réfère à Bai (2009) : si $Z_i = M_F C_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_{ik} M_F C_k$, où $a_{ik} = \lambda_i' (\Lambda' \Lambda / N)^{-1} \lambda_k$, on calcule la matrice $p \times p$

$$D(F) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N Z_i' Z_i = \frac{1}{NT} \sum_{i=1, t=1}^{N, T} Z_{it} Z_{it}'$$

Sous les conditions détaillées dans Bai (2009), et ϵ_{it} i.i.d., de variance σ^2 ,

$$\sqrt{NT}(\hat{\beta} - \beta) \rightarrow N(0, \sigma^2 \lim D(F)^{-1})$$

Enfin, nous adoptons la correction du biais proposé dans le théorème 4 de Bai [2009], et nous tenons compte de l'hétéroscédasticité des erreurs. Il convient de noter que nous disposons d'un panel non cylindré. L'adaptation des expressions ci-dessus est présentée dans la suite.

A.2 Estimation : panel non cylindré

Pour l'estimation sur le panel non cylindré, on implémente l'algorithme EM suivant, ainsi que préconisé par Bai [2009] :

- Boucle externe : A chaque étape h , on a $\hat{F}^{(h)} \in \mathbb{R}^T$ où $T = \max(T_1, \dots, T_N)$.
- Boucle interne (EM), étape m : Pour les observations non manquantes $W_{it}^m = \pi_{it} - C_{it} \beta^{(h)}$, et pour les manquantes $W_{it}^m = F_t^{(m-1)} \lambda_i^{(m-1)}$ (expectation). On procède à la décomposition en facteurs premiers de $W^m W^{m'}$ (maximization). On itère jusqu'à convergence, $F^{(m_{final})} = F^{(h)}$. A partir de ce $\hat{F}^{(h)}$, on calcule simplement

$$\hat{\beta}(\hat{F}^{(h)}) = \left(\sum_{i=1, t=1}^{N, T_i} X_{it} X_{it}' \right)^{-1} \sum_{i=1, t=1}^{N, T_i} X_{it} (\pi_{it} - \lambda_i^{(h)' } F_t^{(h)})$$

où n'apparaissent que les valeurs non manquantes.

A.3 Erreur standard : panel non cylindré

Les erreurs sont calculés comme dans le cas d'un panel cylindré car l'on se restreint à un panel cylindré en les explicatives. En tenant compte de l'hétéroscédasticité, on calcule :

$$\widehat{\text{var}}(\hat{\beta}) = \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1, t=1}^{N, T} Z_{it} Z_{it}' \right)^{-1} \sum_{i=1, t=1}^{N, T} \hat{\epsilon}_{it}^2 Z_{it} Z_{it}' \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1, t=1}^{N, T} Z_{it} Z_{it}' \right)^{-1}$$

B Heuristique : test placebo

Nous proposons un argument heuristique, formel mais dans un cadre simplifié, pour interpréter notre test d'affectation aléatoire de l'exposition au CICE. Supposons qu'une variable d'intérêt Y_{it} est affectée par un traitement T_{it} nul avant T ($X_{it} = X_{iT}\delta_{t,T}$), avec pour $i \in [1 : N], t \in [1 : T]$

$$Y_{it} = \mu + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

où $\epsilon_{it} \sim_{\text{iid}} N(0, \sigma^2)$. Supposons que l'on regresse Y_{it} sur \tilde{X}_{it} , où $\tilde{X}_{it} = X_{\sigma(i)T}\delta_{t,T}$ est une permutation aléatoire des traitements entre individus. En notant $\bar{U} = \frac{1}{NT} \sum_{it} U_{it}$, le coefficient issu de cette régression s'écrit

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \frac{\sum_{it} (Y_{it} - \bar{Y})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it} (\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2} \\ &= \frac{\sum_{it} (\mu + \beta(X_{it} - \bar{X}) + \epsilon_{it} - \bar{Y} + \beta\bar{T})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it} (X_{it} - \bar{X})^2} \\ &= \beta \frac{\sum_{it} (X_{it} - \bar{X})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it} (\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2} + \frac{\sum_{it} (\mu - (\bar{Y} - \beta\bar{X}) + \epsilon_{it})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it} (\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2} \end{aligned}$$

Si le deuxième terme est négligeable (par exemple si $i \rightarrow \infty$), le coefficient $\hat{\beta}$ issu de ce test est proportionnel au vrai coefficient, avec un coefficient d'atténuation proportionnel à la corrélation c entre X_{it} et \tilde{X}_{it} . On note $c_T = \text{cov}(X_{i,T}, \tilde{X}_{i,T})$, $v_T = \text{var}(X_{i,T}) = \text{var}(\tilde{X}_{i,T})$ et $\mu_T = \frac{1}{N} \sum_i X_{iT}$. On peut montrer que ce coefficient d'atténuation vaut :

$$\begin{aligned} c &= \frac{c_T + (T-1)T\bar{X}^2}{v_T + (T-1)T\bar{X}^2} \\ &= \frac{c_T + \frac{T-1}{T}\mu_T^2}{v_T + \frac{T-1}{T}\mu_T^2} \end{aligned}$$

De façon approché :

$$c \sim \frac{\mu_T^2}{\mu_T^2 + v_T}$$

En moyenne, c_T est nul (allocation aléatoire à T). v_T représente la variabilité individuelle en T, et μ_T la hauteur moyenne de la «marche d'escalier» à T. Si la variance à T du traitement, v_T est grande devant la «marche d'escalier» au carré, $c \sim 0$, au contraire, si elle est petite, $c \sim 1$. Dans le premier cas, la variabilité en coupe permet d'identifier un effet, dans le deuxième, seule la variabilité temporelle joue. Dans ce cadre simplifié, on doit alors comparer la moyenne au carré du traitement et sa variance pour déterminer la variabilité prédominante.

C Figures et tables complémentaires

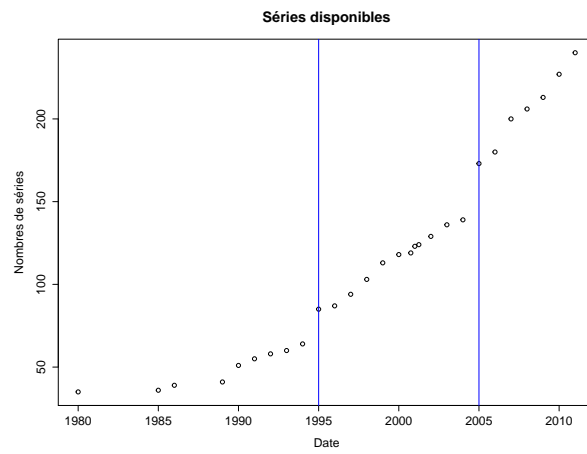


FIGURE 5 – Indices de prix sectoriels disponibles suivant l’horizon temporel

TABLE 7 – Part de la masse salariale sous 2.5 SMIC dans le coût des intrants

Secteur	MS < $\frac{2.5 \text{ SMIC}}{\text{Charges}}$
Cokéfaction et raffinage	0,3%
Prdn & distr. élec. gaz vap. & air cond.	0,8%
Industrie pharmaceutique	5,7%
Industrie chimique	5,9%
<i>Commerce ; répar. automobile & motocycle</i>	<i>6,2%</i>
Télécommunications	7,9%
Édition, audiovisuel et diffusion	8,4%
Fabrication de matériels de transport	9,1%
Fab. prod. informat., électroniq. & opt.	9,8%
Fab. aliments, boiss. & prdts base tabac	10,0%
Industries extractives	11,5%
Activités immobilières	12,1%
Fabric. de machines & équipements n.c.a.	12,3%
Fabrication d'équipements électriques	12,6%
Gestion eau, déchets & dépollution	13,7%
Fab. ps caou., plas., aut. ps mi. non m.	14,1%
Fab. textiles, ind. hab., cuir & chauss.	14,7%
Autres act. spécial., scientif. et tech.	14,9%
Métallurgie & fab. ps mét. sauf machines	15,9%
Travail bois, ind. papier & imprimerie	16,0%
Act. informatique & svices d'information	18,0%
Aut. ind. manif. ; répa. & inst. de mach.	18,2%
Autres activités de services	19,5%
Act. juri., compta., gest., arch., ingé.	19,8%
<i>Construction</i>	<i>21,3%</i>
Transports et entreposage	23,2%
Hébergement et restauration	30,5%
Act. de svices administratifs & soutien	45,4%
Ensemble du champ	14,24%

Sources : Acoiss - FARE

Les secteurs en italique sont hors du champ de l'étude sectorielle

TABLE 8 – Données entreprises : statistiques descriptives

Secteur agrégé	N. ent	N. obs	CICE		CICE/MS		CICE/Charges		Variation trimestrielle des prix			
			2013	2014	2013		2013		2010 - 2012		2013 - 2014	
			Total M €	Total M €	Moy. %	Ec.-ty %	Moy. %	Ec.-ty %	Moy. %	Ec.-ty %	Moy. %	Ec.-ty %
Industries extractives	55	997	7	8	1,74	0,77	0,29	0,15	0,89	4,99	0,44	3,44
Fab. aliments, boiss. & prdts base tabac	388	6999	146	210	1,90	0,96	0,21	0,19	1,34	5,07	-0,12	3,86
Fab. textiles, ind. hab., cuir & chauss.	190	2661	36	52	1,88	0,92	0,43	0,37	1,04	9,19	1,03	8,08
Travail bois, ind. papier & imprimerie	246	4263	50	70	2,10	0,86	0,47	0,36	0,36	4,23	0,18	3,36
Cok. raff. chimie, pharmacie	183	3522	67	98	1,07	0,96	0,17	0,21	1,10	5,93	-0,17	4,79
Fab. ps caou., plas., aut. ps mi. non m.	291	5119	92	135	1,91	1,03	0,40	0,32	0,79	4,66	0,12	3,53
Métallurgie & fab. ps mét. sauf machines	342	5771	94	134	2,07	1,08	0,49	0,36	0,46	5,04	-0,01	4,47
Fab. prod. informat., électroniq. & opt.	65	678	26	36	1,47	1,03	0,35	0,27	0,47	6,06	-0,51	4,82
Fabrication d'équipements électriques	75	1363	44	69	1,44	0,66	0,31	0,21	0,45	4,99	0,21	4,05
Fabric. de machines & équipements n.c.a.	201	3123	64	96	1,70	0,83	0,40	0,27	0,47	4,60	0,31	4,71
Fabrication de matériels de transport	82	1436	42	57	1,92	1,03	0,36	0,28	0,62	4,77	0,03	2,35
Aut. ind. manuf. ; répa. & inst. de mach.	187	3133	85	127	1,53	0,97	0,39	0,34	0,72	5,98	0,31	5,00
Prdn & distr. élec. gaz vap. & air cond.	21	177	53	77	1,04	0,98	0,09	0,09	1,67	3,95	1,07	15,09
Gestion eau, déchets & dépollution	46	936	39	55	1,86	0,68	0,47	0,34	0,58	4,20	0,01	4,13
Construction	350	3881	8	11	2,04	0,86	0,77	0,39	0,25	2,85	0,10	2,18
Transports et entreposage	478	11034	321	466	2,58	1,17	0,79	0,49	0,52	2,59	0,08	1,97
Edition, audiovisuel, télécommunications	182	3193	119	170	0,85	0,73	0,23	0,32	0,74	7,08	0,36	5,34
Activités informatiques & svices d'information	99	1417	54	87	0,84	0,73	0,38	0,50	0,05	4,44	0,09	2,93
Activités immobilières	45	692	8	12	0,94	0,86	0,37	0,53	0,82	9,50	0,36	7,23
Act. jur., compta., gest., arch., ingé.	253	4085	73	121	1,26	0,98	0,65	0,58	0,34	5,36	0,28	4,30
Autres act. spécial., scientif. et tech.	82	1138	26	38	1,12	0,61	0,37	0,34	0,36	11,79	0,42	9,62
Act. de svices administratifs & soutien	338	6106	513	744	1,97	1,28	0,90	1,03	0,54	4,22	0,18	3,39
Ensemble	4199	71724	1966	2873	1,80	1,09	0,50	0,51	0,65	5,24	0,16	4,43

Sources : FARE; MVC; Insee - Opise données individuelles; calcul des auteurs

Les créances indiquées correspondent à la somme des créances des entreprises utilisées pour les estimations

TABLE 9 – Secteurs de l'industrie à l'élasticité nulle

	BZ - Ind. extractives		CC - Bois, papier		CG - Caoutch., plastique		CJ - Equip. électriques	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	0.16	-0.54	-0.02	0.73	-0.16	-0.54	0.41	0.82
(std)	(0.3)	(1.59)	(0.15)	(0.63)	(0.18)	(0.81)	(0.53)	(1.7)
β_2	-0.62	-3.12	0.21	0.76	-0.21	-0.42	-0.2	0.3
(std)	(0.44)	(2.11)	(0.16)	(0.58)	(0.18)	(0.72)	(0.5)	(1.75)
intercept	0.003	0.002	0.001	0.001	0.002***	0.002***	0.004**	0.005**
100 x Taux d'exp.	-0.779***	-0.767**	0.394***	0.406***	0.196	0.207	-0.373	-0.345
Indice prix CI	0.212*	0.177*	0.161***	0.17***	-0.072***	-0.057***	0.319***	0.282***
1000 x produ. travail	0.013	0.013	0.003	0.005	0.001	0.001	0.003	0
1000 x int. capitalistique	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002*	0	0	-0.002	0
100 x taux de marge	-0.088	-0.084	0.01	0.011*	-0.017	-0.015	0.001	0.002
100 x taux d'inv.	0.056	0.058	0.185***	0.199***	-0.001	0	-0.396	-0.441
100 x taux de va	0.669	0.833	-0.157	-0.338	-0.014	-0.009	-0.316	-0.435
Facteurs	5	5	5	5	5	5	5	5
Obs.	997	997	4263	4263	5096	5096	1339	1339
Entreprises	55	55	246	246	290	290	74	74

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 10 – Secteurs des services à l'élasticité nulle

	LZ - Immobilier		JA+JB - Edition, audiov., télécom.		MA - Act. jur. compt. gest. archi. ingé. techn.		MC - autres act. spécialisées	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	-0.14	-0.41	-0.03	-0.14	0.28	0.63	0.6	1.6*
(std)	(0.63)	(1.08)	(0.38)	(0.88)	(0.26)	(0.47)	(0.41)	(0.87)
β_2	-0.54	-0.89	-0.33	-0.91	-0.15	-0.31	0.05	0.29
(std)	(0.73)	(1.25)	(0.39)	(0.81)	(0.34)	(0.63)	(0.47)	(1.1)
intercept	-0.001	-0.001	0.003***	0.003***	0.001	0.001	0.002	0.002
100 x Taux d'exp.	-0.298	-0.237	-0.051	-0.03	0.077	0.084	-0.394	-0.396
Indice prix CI	0.022	0.19	-0.051	-0.084	0.803***	0.798***	0.088	0.004
1000 x productivité du travail	-0.001	-0.001	0	0	-0.001	-0.001*	-0.003	-0.004
1000 x int. capitalistique	0	0	0	0	0.012**	0.012**	0.043*	0.044*
100 x taux de marge	-0.002	-0.002	-0.091	-0.097	-0.093	-0.093	0.158	0.165
100 x taux d'inv.	0.076	0.068	-0.559**	-0.537**	0.158	0.157	-2.325*	-2.251*
100 x taux de va	0.798	0.782	0.254	0.262	0.073	0.051	-0.333	-0.46
Facteurs	4	4	5	5	4	4	4	4
Obs.	692	692	3193	3193	4085	4085	1138	1138
Entreprises	45	45	182	182	253	253	82	82

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 11 – Secteur à élasticité positive

	JC+SZ - Services informatiques	
	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	0.25	0.28
(std)	(0.31)	(0.47)
β_2	0.96***	1.01*
(std)	(0.36)	(0.55)
intercept	-0.001**	-0.001
100 x Taux d'exp.	0.742***	0.697***
Indice prix CI	0.049	0.045
1000 xprod. travail	-0.004***	-0.004***
1000 xint. cap.	0.006***	0.007***
100 x taux de marge	-0.089	-0.104
100 x taux d'inv.	-0.725***	-0.726***
100 x taux de va	-0.004	-0.008
Facteurs	4	4
Obs.	1417	1417
Entreprises	99	99

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 12 – Secteurs à l'élasticité négative, significative, robuste à la spécification et au test d'attribution aléatoire

	HZ - Transp. Entr.		FZ - Construction		CH - Métallurgie		CI - Ind. info. électron.	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	-0.17**	-0.57**	-0.3**	-0.6**	-0.24*	-1.33***	-1.06***	-3.69**
(std)	(0.08)	(0.24)	(0.12)	(0.28)	(0.14)	(0.46)	(0.37)	(1.45)
β_2	-0.03	-0.01	0.02	-0.03	-0.3**	-0.67	-1*	-1.82
(std)	(0.08)	(0.22)	(0.11)	(0.27)	(0.14)	(0.47)	(0.6)	(2.1)
intercept	0.001**	0.001	0.001	0	0.002	0.001	0.011***	0.007***
100 x Taux d'exp.	-0.087	-0.088	0.938	0.931	-0.001	0.006	-1.078***	-0.963***
Indice prix CI	0.013	0.01	-0.054	-0.011	0.816***	0.835***	0.267*	0.271*
1000 x produ. travail	-0.002	-0.002	-0.02	-0.021	0.004	0	0.011	0.024
1000 x int. capitalistique	0.001*	0.001	0.021	0.021	-0.005*	-0.005*	-0.036***	-0.035***
100 x taux de marge	-0.001	-0.001	0.328**	0.295**	-0.049*	-0.049*	0.05***	-0.011***
100 x taux d'inv.	0.018	0.014	-0.207	-0.225	0.076	0.074	0.648*	0.408
100 x taux de va	-0.004	0.062	0.094	0.256	0.046	0.245	-0.101	-0.034
Facteurs	6	6	4	4	5	5	3	3
Obs.	11034	11034	3881	3881	5693	5693	678	678
Entreprises	478	478	350	350	338	338	65	65

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 13 – Secteurs à l'élasticité négative, non significative, atténué par le test d'attribution aléatoire

	CB - Textile, hab., cuir		CK - Machines, équip.		CL - Matériels de transport	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1	-0.36	-2.48	-0.35	-0.48	-0.29	-1.29
(std)	(0.46)	(1.71)	(0.39)	(1.07)	(0.28)	(1.12)
β_2	-0.42	-0.68	-0.28	-0.53	-0.09	-0.56
(std)	(0.53)	(1.8)	(0.27)	(0.93)	(0.27)	(1.11)
intercept	0.004	0.002	0.004***	0.003***	0.006***	0.006***
100 x Taux d'exp.	1.235***	1.363***	-0.03	0.023	-0.708***	-0.698***
Indice prix CI	0.494***	0.518***	0.078	0.172*	0.442**	0.433***
1000 x productivité du travail	-0.01	-0.009	0.007	0.007	0.005	0.006
1000 x int. capitalistique	0.022	0.02	-0.008	-0.012	-0.008	-0.009
100 x taux de marge	0.239***	0.249***	0	0	0.035	0.032
100 x taux d'inv.	0.017	0.001	0.439	0.443	0.104	0.114
100 x taux de va	-0.318	0.045	-0.014	-0.017	-0.532	-0.405
Facteurs	4	4	4	4	5	5
Obs.	2615	2615	3123	3123	1436	1436
Entreprises	188	188	201	201	82	82

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 14 – Secteur à l'élasticité négative, dépendant de la composition sectorielle : services administratifs et de soutien aux entreprises NZ

	Services administratifs et de soutien aux entreprises			
	<i>Y compris des act. de location-bail</i>		<i>A l'exclusion des act. de location-bail</i>	
	CICE/MS		CICE/MS	
Présence minimale	2013-2014	2009-2014	2013-2014	2009-2014
β_1	-0.04	-0.13	0.01	-0.02
(std)	(0.11)	(0.14)	(0.13)	(0.14)
β_2	-0.24**	-0.63***	-0.45***	-0.56***
(std)	(0.12)	(0.17)	(0.14)	(0.18)
intercept	0.002***	0.004***	0.001*	0.005***
100 x Taux d'exp.	0.289	0.218	0.138	0.323
Indice prix CI	0.262***	-0.016	0.245***	0.01
1000 x productivité du travail	0.001	0	0	0
1000 x int. capitalistique	0*	0	0.01**	-0.011
100 x taux de marge	0.001	-0.055	0	-0.054
100 x taux d'inv.	0.001	0	-0.04	0.596
100 x taux de va	0	0.231	0.31***	0.102
Facteurs	4	4	4	4
Obs.	6099	2442	3942	1919
Entreprises	337	103	210	81

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et en 2014

TABLE 15 – Secteurs aux résultats fragiles

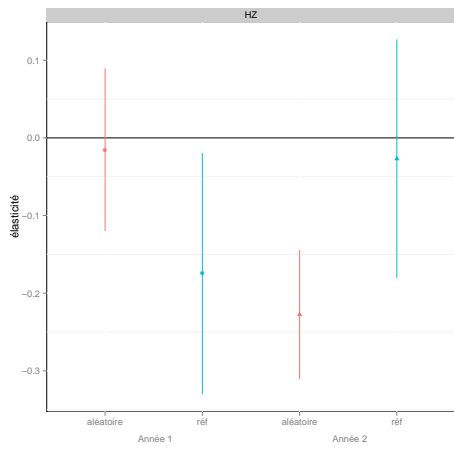
	CA - Agroalimentaire		CM - Autres ind. manif.	
	CICE/MS	CICE/Ch	CICE/MS	CICE/Ch
β_1 (std)	0.29* (0.16)	0.62 (0.95)	0.52** (0.26)	2.47*** (0.87)
β_2 (std)	-0.86*** (0.18)	-3.96*** (0.99)	-0.79*** (0.25)	-2.63*** (0.82)
intercept	0.006***	0.006***	0	0
100 x Taux d'exp.	-0.156	-0.153	0.564***	0.546***
Indice prix CI	0.182***	0.197***	0.247***	0.241***
1000 x productivité du travail	0.001	0.001	0	0
1000 x int. capitalistique	-0.003	-0.004*	-0.001	0
100 x taux de marge	-0.007	-0.006	-0.001	-0.001
100 x taux d'inv.	0.112*	0.097*	-0.064***	-0.069***
100 x taux de va	-0.262	-0.252	0.06	0.03
Facteurs	5	5	5	5
Obs.	6976	6976	3041	3041
Entreprises	387	387	183	183

Note : * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

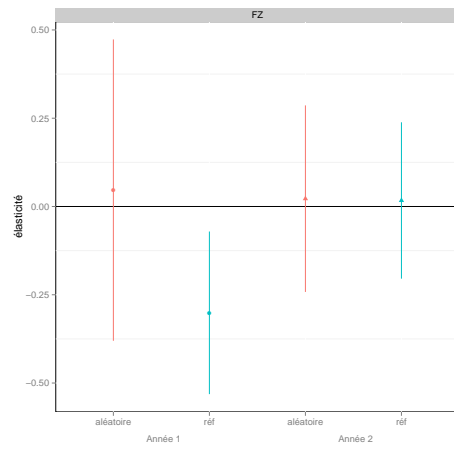
Sources : OPISE, FARE, MVC ; calcul des auteurs

Horizon : 2009-2014

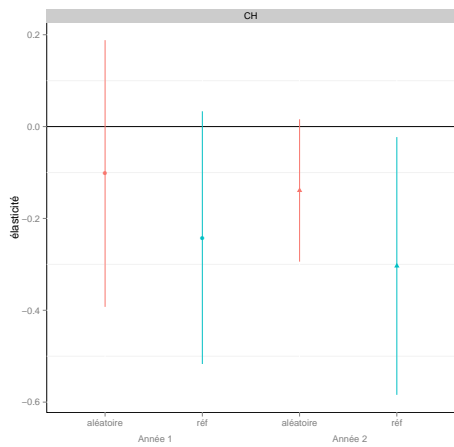
Champ : analyses séparées par secteur en retenant les entreprises présentes au moins en 2013 et 2014



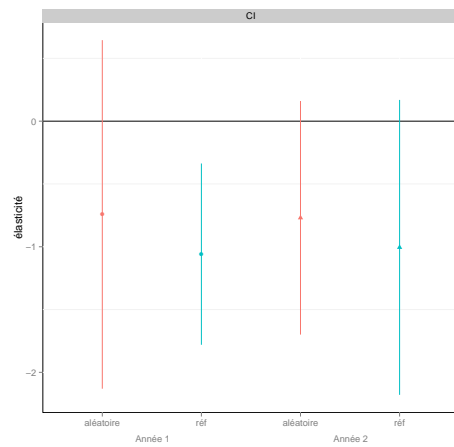
(a) HZ - Transports et entreposage



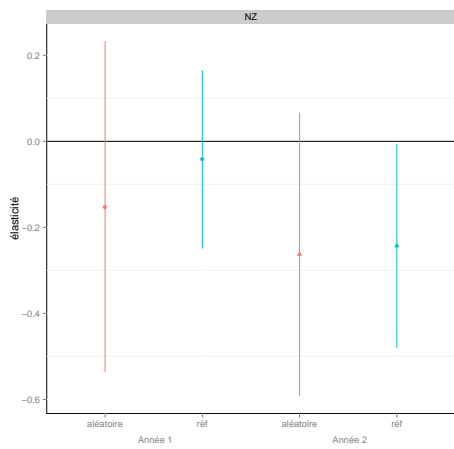
(b) FZ - Construction



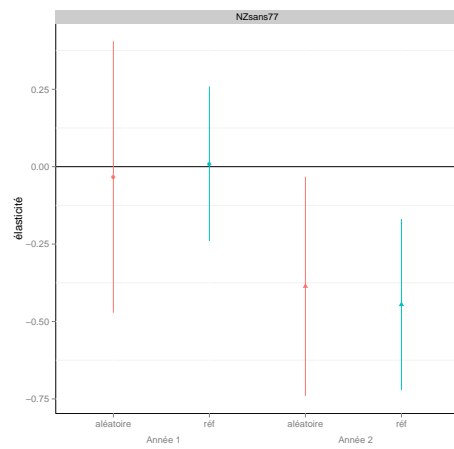
(c) CH - Métallurgie et Fabrication de produits métalliques



(d) CI - Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques

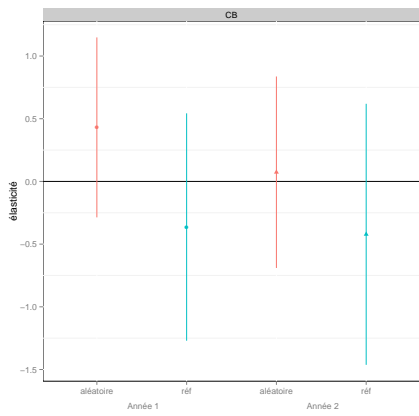


(e) NZ - Services adm. sout. entreprises

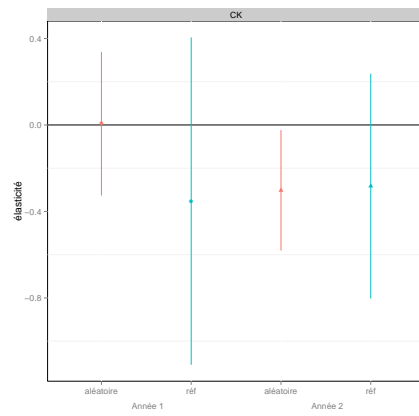


(f) NZ - exclusion de la location-bail

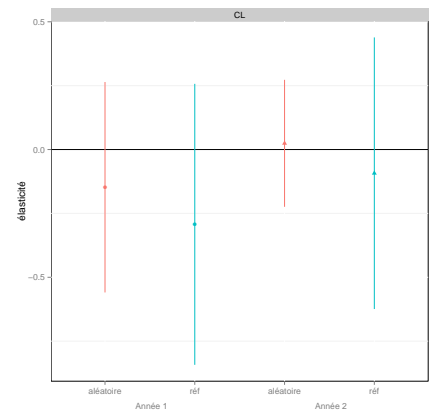
FIGURE 6 – Tests d'attribution aléatoire - partie 1



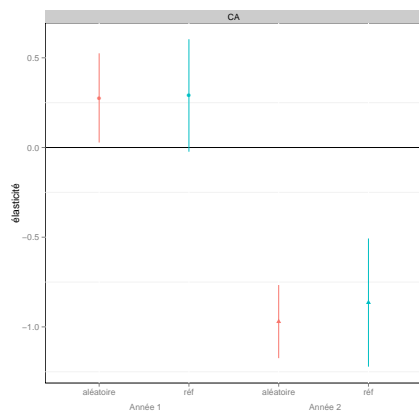
(a) CB - Textile habillement



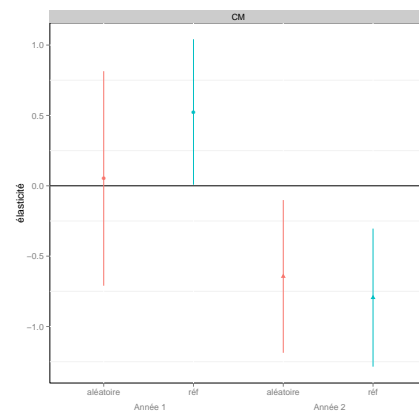
(b) CK - Machines et équipements



(c) CL- Matériels de transport



(d) CA - Industries agro-alimentaires



(e) CM - Autres industries manufacturières

FIGURE 7 – Tests d'attribution aléatoire - partie 2