

Direction des Études et Synthèses Économiques

G2018/03

**L'effet du CICE sur les prix : une double
analyse sur données sectorielles et individuelles**

Rémi MONIN et Milena SUAREZ CASTILLO

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G2018/03

L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles

Rémi MONIN et Milena SUAREZ CASTILLO *

MAI 2018

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 D2E et à la session Banque de France de la conférence de l'APET 2017.

* Insee-Dese - Département des Études Économiques - Division « Marchés et entreprises »

L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles

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 variations 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. Les secteurs où nous mesurons un effet déflationniste du CICE sont ceux où la part du travail éligible dans les coûts de production est parmi les plus conséquentes.

Mots-clés : Modèle à facteurs, prix de production, CICE

The CICE impact on prices: a twofold analysis on individual and sectoral data

Abstract

The Competitiveness and Employment Tax Credit (CICE) is a major policy reducing labor cost, which could have been used by firms to decrease prices. In this study, we aim at measuring the impact of this cost shock on price dynamics both at the sectoral and at the firm levels. We respectively exploit between-sector and between-firm-within-sector comparisons in the tax credit exposure, namely the share of eligible labor cost. The sectoral analysis suggests that differential exposure to the CICE induces a price moderation in industrial sectors at the upper end of the production chain, and in services sectors close to final demand. However, this deflationary effect cannot be distinguished from a generalized cut in prices in these sectors. The hypothesis of a transmission through intermediate consumption via sectoral links is explored, as it could explain that the direct effect of the cost shock translates in fine into a common decrease in prices, uncorrelated with sectoral initial exposure. So as to circumvent transmission effects, the firm-level analysis is carried out sector by sector. In some sectors, prices moderation is indeed correlated with the tax-credit-induced reduction in cost. It is the case in some industrial sectors such as metallurgy, but also in services: we find a significant correlation in transport activities, specialized construction and administrative and support services activities. These sectors share a common feature: when classifying sectors along the share of eligible labor cost on total costs, they hold the top positions.

Keywords: factor models, production prices, tax credit, prices pass-through

Classification JEL : H22, H25, L16, C23

Introduction

Le Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) est une politique économique de grande ampleur 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. Les créances émises au seul titre des salaires de 2014 sont estimées à 17,7 milliards d'euros (France Stratégie [2017]). 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 de vente pratiqués par les 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 un lien entre l'exposition des grands secteurs économiques au CICE et un mouvement de baisse de prix.

Nous prolongeons cette approche sectorielle d'une part en considérant une définition plus fine des secteurs, et d'autre part en utilisant une stratégie empirique s'appuyant directement sur la variabilité des prix entre entreprises¹ pour tenir compte des évolutions conjointes des indices de prix.

Dans les deux approches, la modélisation économétrique adoptée repose sur un modèle à facteurs (*interactive fixed effects* en anglais) : les séries temporelles de prix sont supposées suivre des tendances communes, qui ont un impact individuel différent. 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 de ces activités². 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 chaque secteur serait plus ou moins sensible. De plus, les chocs sectoriels auraient un rôle prépondérant par rapport aux chocs macroéconomiques, du moins sur les prix américains (Boivin et al. [2009]). En utilisant des données de prix observés au niveau des entreprises, il est possible de relâcher cette hypothèse en supposant qu'il existe des chocs spécifiques à un secteur, qui affectent différemment les entreprises du secteur, i.e. 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 Observation 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.

Une baisse des prix, si elle peut d'abord relever d'une réaction individuelle (effet direct), peut se propager en aval en diminuant le coût des intrants dans la chaîne de production (effet indirect). Si l'hypothèse des chocs communs semble plus vraisemblable dans l'approche au niveau des entreprises d'un même secteur, l'analyse à ce niveau ne permet pas d'étudier les effets indirects transitant par les

1. Ici et par la suite, le terme «entreprise» désigne une unité légale.

2. 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.

prix des consommations intermédiaires dans l'économie. En revanche, la comptabilité nationale mesure les consommations intermédiaires entre branches à un niveau agrégé, ce qui permet d'estimer dans le cadre du modèle sur données sectorielles un effet de la créance de CICE sur les prix comprenant l'effet direct sur les prix et l'effet indirect via la baisse des prix de consommation intermédiaire engendré par l'effet direct.

Nous menons donc une double analyse : l'une au niveau sectoriel qui permet d'aller plus loin dans l'étude des effets indirects, l'autre au niveau des données individuelles d'entreprises d'un même secteur, pour lesquelles les hypothèses de notre modèle sont plus légitimes. La confrontation des résultats des deux approches permet d'assurer une certaine robustesse de nos conclusions.

La répercussion des coûts sur 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. Sans supposer que le CICE a été perçu comme une baisse du coût du travail, se pose plus généralement la question de la répercussion du coût d'un facteur de production sur les prix. Départager les modèles théoriques de stratégie de fixation de prix n'est pas aisé. Peu d'études empiriques peuvent mettre en relation des prix et des coûts au niveau des entreprises, sauf à reposer sur des données d'enquêtes (voir Encadré 1). Dans le cas le plus simple de concurrence parfaite ou monopolistique, avec une fonction de production à rendements constants et facteurs immédiatement ajustables, où les entreprises considèrent les prix des facteurs de production comme donnés, Aaronson, 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 entreprises³. Dans ce cadre très simplifié, si le coût d'un facteur de production représentant 10% des coûts de production baisse de 1%, les prix baisseraient de 0,1%.

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 du 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 peuvent être rationalisées par l'élasticité attendue théorique telle que proposée par Aaronson, French [2007] : le poids des salariés rémunérés au salaire minimum dans les coûts totaux des restaurants est de l'ordre de 10%, poids supérieur à ce que représentent ces salariés dans le champ des autres études empiriques. Dans notre cadre, les ordres de grandeur correspondant à l'élasticité théorique sont considérablement supérieurs, puisque l'assiette du CICE est largement supérieure à la part des salaires concernés par le salaire minimum. 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, à l'image des variations de prix, les modèles à facteurs apparaissent particulièrement pertinents. Ils sont notamment utilisés en macroéconomie car ils permettent de construire des indicateurs macroéconomiques résumant

3. voir annexe C, table 6 pour le détail par secteur

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. 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, diminuer leurs marges et tenter de diminuer d'autres sources de coûts.

Au delà de ces approches qualitatives, Carlsson, Skans [2012] mesurent la répercussion du coût marginal du travail dans les prix unitaires annuels d'un petit millier d'entreprises industrielles suédoises. L'élasticité prix d'une variation *permanente* du coût marginal est importante, non statistiquement différente de 1, mais une partie substantielle des variations de coût marginal n'est pas répercutée dans l'année. En s'appuyant sur des données américaines similaires à celles utilisées ici, Gilchrist et al. [2017] montrent comment une contrainte financière forte peut amener les entreprises à perdre des parts de marché en augmentant leur prix pour pallier un manque de trésorerie. Bien que cette hypothèse ne soit pas explorée ici en tant que telle, si le CICE n'est pas perçu comme baissant le coût marginal de production mais plutôt comme un relâchement des contraintes financières, il pourrait également conduire à un effet modérateur sur les prix.

une information multidimensionnelle, par exemple pour l'analyse de la conjoncture. Cornec, 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 ce type de modèle 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 (e.g. Boutin, Janin [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, 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 prennent 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.

Les résultats de l'analyse sectorielle suggèrent que les secteurs de l'industrie en amont de la chaîne de production et des services en aval ont modéré leurs prix suite à la mise en place du CICE. Cependant, cet effet peut difficilement être différencié d'une baisse générale des prix dans ces secteurs de l'économie. Une hypothèse serait que les liens de consommation intermédiaire conduisent à une diffusion des effets le long des chaînes de production, rendant difficiles des comparaisons inter-sectorielles sur la base du CICE initialement perçu. De manière cohérente avec cette interprétation, l'effet prix de la somme des expositions directe et indirecte au CICE ressort plus significativement que l'effet direct dans l'analyse sectorielle. L'analyse sur données individuelles permet de limiter l'inquiétude quant à l'existence d'un biais lié à la diffusion des effets du CICE en comparant des entreprises au sein de secteurs pris séparément. Les secteurs du champ où la part du travail sous 2,5 SMIC est la plus importante émergent, avec des élasticités en ligne avec une répercussion totale. Nos résultats suggèrent que les entreprises de certains secteurs, parmi les plus exposés, ont pu baisser leur prix de vente de façon corrélée à leur exposition au CICE. Il est dès lors probable que les liens intersectoriels aient permis une diffusion à l'échelle macroéconomique, difficilement quantifiable sans une modélisation plus contrainte.

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. Ce modèle s'apparente à une méthode de différence-de-différence où le contrefactuel tient compte de l'hétérogénéité des tendances entre les unités économiques. Le modèle s'écrit, pour une unité économique $i \in \mathcal{I}$ (secteur ou entreprise i d'un certain regroupement \mathcal{I}) 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 pour l'unité i le trimestre t par rapport au trimestre $t-1$, 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, au trimestre t . 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.

Dans cette spécification, les caractéristiques inobservées qui peuvent influencer les prix ne sont contrôlées qu'à travers la structure factorielle des perturbations. En particulier, les chocs d'offre et de demande doivent pouvoir être modélisés par des combinaisons linéaires stables dans le temps d'un ensemble de séries temporelles sous-jacentes, les facteurs communs spécifiques à \mathcal{I} . Nous cherchons donc à définir des groupes homogènes en matière d'exposition aux chocs de demande et d'offre. Il existe un arbitrage empirique entre le champ de l'estimation, c'est à dire les unités retenues dans l'analyse, qui doivent être les plus comparables possibles pour qu'il soit légitime de penser qu'elles sont soumises à des chocs communs, et la puissance du test, liée au nombre d'observations. Quand l'unité est le secteur d'activité, nous choisissons de mener les analyses séparément pour les secteurs industriels et de services, et selon qu'ils sont en amont ou en aval de la chaîne de production, selon la méthode de Antràs et al. [2012] présentée en encadré 2. Nous distinguons alors l'industrie «amont», l'industrie «aval», les services dans leur ensemble et les services «aval»⁴. On peut en effet penser que les secteurs en amont de la chaîne, i.e. les plus éloignés de la consommation finale sont plus sensibles à des chocs de prix des matières premières, par exemple car les produits sont moins différenciés, ou encore qu'ils sont soumis à une demande plus granulaire émanant de quelques donneurs d'ordre. Supposer des facteurs communs à ces regroupements assez larges, par exemple «l'industrie en amont de la chaîne de production», peut paraître une hypothèse forte. Elle est considérablement relâchée quand l'unité observée est l'entreprise, où nous considérons alors comme regroupement pertinent son secteur d'activité (secteurs de la nomenclature des activités française, ci-après NAF, au niveau A38).

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, Ng [2002], et signalons quand les résultats sont sensibles au nombre de facteurs. Ce test, à l'image des critères d'information de type Akaike, est le résultat d'un arbitrage entre maximiser le degré d'ajustement du modèle aux données et minimiser le nombre de paramètres.

4. Les services «amont» sont trop peu nombreux.

La procédure consiste donc à estimer conjointement l'effet β de la réduction de coûts sur l'évolution des prix, les $T \times R$ facteurs temporels communs F_{tk} et les $N \times R$ facteurs λ_{ik} fixes dans le temps et propres à l'unité i . 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 A.2.

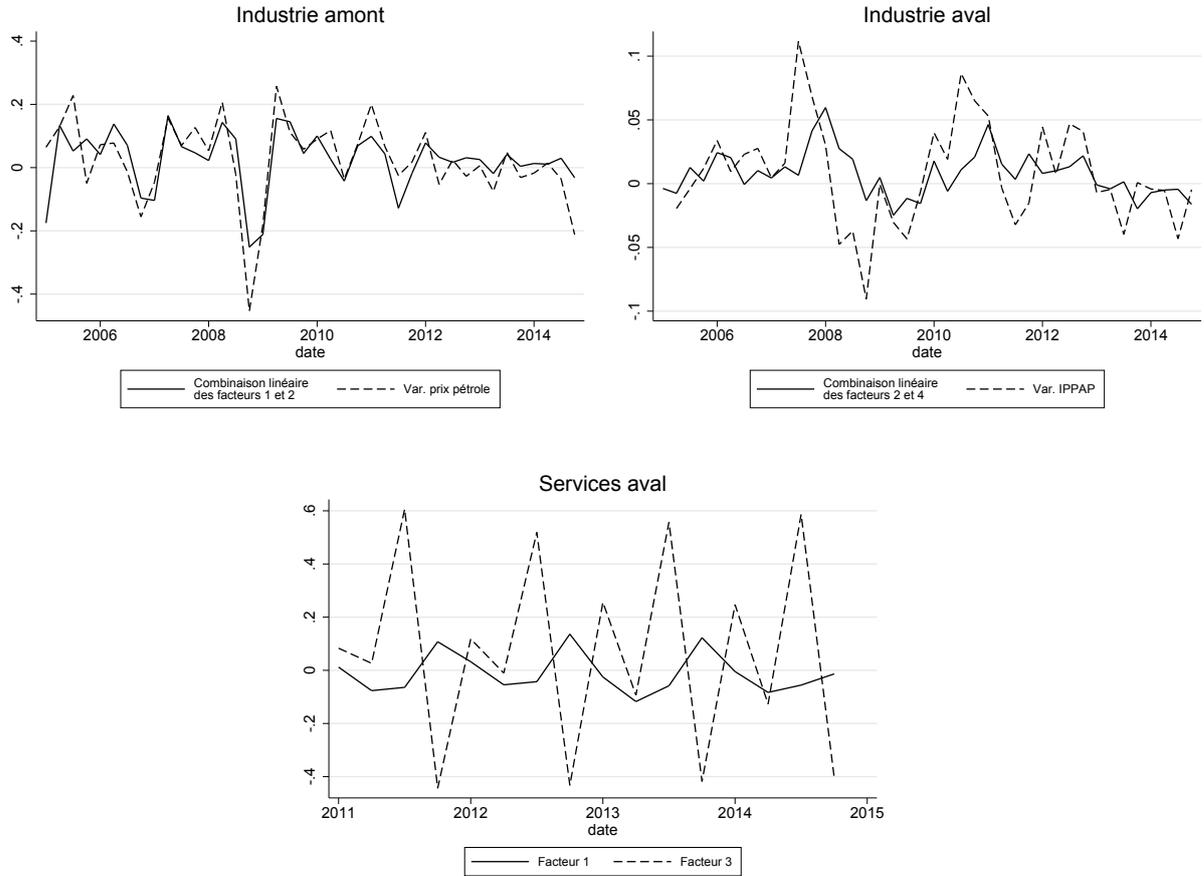
A titre d'illustration de cette méthode d'estimation, nous présentons en figure 1 les caractéristiques les plus saillantes des facteurs temporels F_t estimés lors de l'analyse sur données sectorielle de référence. Ces facteurs sont identifiés à une rotation près et ne peuvent pas strictement s'interpréter 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 de deux 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). 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.

1.2 Prise en compte des effets indirects via les prix de consommations intermédiaires

Une limite importante de l'approche développée jusqu'ici est la non-prise en compte des transferts de baisse de coûts entre unités économiques, qui sont liés par leurs consommations intermédiaires. Les évaluations *ex ante* (Hagneré, Legendre [2016]) en font un canal des gains de compétitivité à moyen/long terme. Plus largement, une littérature récente tend à montrer l'importance de la transformation des chocs sectoriels en choc agrégés via les liens de consommation intermédiaire pour expliquer les dynamiques d'activité (Foerster et al. [2011], Acemoglu et al. [2012]), le canal des prix étant un mécanisme clé.

Dans l'impossibilité d'observer les liens de consommations intermédiaires entre entreprises, nous faisons d'abord l'hypothèse qu'au sein d'un même secteur, les entreprises bénéficient toutes de la même façon d'un possible effet indirect via le prix de leurs consommations intermédiaires. C'est le cas si elles ont des structures de consommations intermédiaires similaires et font face aux mêmes prix. Ainsi, nous pouvons ignorer ces effets dans une comparaison entre entreprises d'un même secteur.

En revanche, il est possible que l'intensité du traitement soit mal évaluée 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, d'abord parce que l'exposition au CICE incluant les effets indirects est mécaniquement plus grande que l'exposition directe, et également parce que de fait, l'analyse du



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

tableau des entrées intermédiaires montre que les secteurs les plus exposés directement sont également ceux qui ont les fournisseurs les plus exposés (directement)

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.

$$\pi_{it} = \sum_{j \in A(i)} a_{ij} \pi_{jt} + C_{i,t} \beta + \lambda'_i F_t + \epsilon_{it}$$

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 (y compris le secteur i lui-même), 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. Nous ne différencions pas les consommations intermédiaires provenant du marché intérieur de celles provenant de l'étranger ; d'une part pour simplifier l'analyse et d'autre part car le tableau des entrées intermédiaires ne renseigne pas, branche par branche, l'origine des consommations intermédiaires. On peut alors écrire, sous forme vectorielle, à t , en notant $A = (a_{ij})_{i,j \in [1,N]}$

$$\pi_t = (I_N - A)^{-1} C_t \beta + [(I_N - A)^{-1} \Lambda'] F_t + (I_N - A)^{-1} \epsilon_t$$

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 :

$$\pi_t = (I_N + A)C_t + \tilde{\Lambda}'\tilde{F}_t + \tilde{\epsilon}_t \quad (3)$$

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.

1.3 Spécification de la variable de traitement

Le CICE est un dispositif atypique de réduction du coût du travail. Contrairement aux dispositifs d'allègements généraux ou ciblés de cotisations patronales qui diminuent les versements que l'employeur doit acquitter aux organismes de recouvrement tous les mois, le CICE se matérialise sous la forme d'une réduction de l'impôt sur les bénéfices (impôt sur les sociétés ou impôt sur les revenus). Ainsi, les entreprises ne perçoivent réellement leur créance qu'au moment de la liquidation de l'impôt sur les sociétés, presque six mois après la fin de leur exercice comptable. Par exemple, 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 y a donc un écart temporel important entre le fait générateur du CICE (le versement des rémunérations au dessous de 2,5 SMIC) qui court sur toute l'année civile, et l'avantage fiscal correspondant. Par ailleurs, le CICE étant une créance fiscale, il s'impute sur l'impôt que les entreprises doivent acquitter. Dans le cas où une entreprise ayant accumulé une créance durant l'année réalise un résultat imposable négatif ou tel que l'impôt est inférieur au montant de CICE, la créance ou bien son reliquat après imputation de l'impôt se reporte sur les exercices ultérieurs, et s'impute donc sur l'impôt sur les bénéfices suivant, jusqu'à trois années après l'exercice comptable, date à laquelle l'entreprise peut demander remboursement du reliquat de créance le cas échéant. Enfin, certaines entreprises, notamment les entreprises nouvelles ou les jeunes entreprises innovantes, ont pu accéder rapidement à leur créance en obtenant un préfinancement auprès de BPI France, et donc percevoir l'avantage fiscal de manière contemporaine.

Le fonctionnement atypique du CICE nous contraint à faire des hypothèses pour spécifier la forme du traitement dans notre analyse économétrique. D'abord, le fait générateur du CICE s'étalant sur toute l'année civile, nous choisissons de faire l'hypothèse que les entreprises intègrent la réduction des coûts liés au CICE dans leur décision dès le début de l'année plutôt qu'à la perception effective de l'avantage fiscal. Une entreprise peut donc baisser ses prix de vente dès janvier 2013, en anticipant la réduction de ses coûts, qui ne se matérialisera comptablement qu'en mai 2014. Nous autorisons également l'effet du CICE sur les prix à se mettre en place progressivement sur l'année en ajoutant des traitement retardés. Ces retards pourraient par exemple capter des effets de renégociation de contrats de long termes entre fournisseurs et clients tout au long de l'année. Enfin, nous faisons l'hypothèse, comme Carbonnier et al. [2016] et Gilles et al. [2016], que la créance de CICE agit comme une réduction du coût du travail, et ce qu'elle ait été consommée (entreprises bénéficiaires) ou non (entreprises déficitaires).

Avec ces hypothèses, notre spécification économétrique s'écrit donc :

$$\pi_{i,t} = \Delta \ln(p_{it}) = \sum_{k=0}^K \gamma_k C_{i,t-k} + \lambda_i' F_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

où

$$C_{it} = 1\{t = T1 - 2013\} \frac{\text{CICE}_i^{2013}}{\text{Coût}_i^{2013}} + 1\{t = T1 - 2014\} \frac{\text{CICE}_i^{2014} - \text{CICE}_i^{2013}}{\text{Coût}_i^{2014}}$$

C'est une manière souple d'estimer l'effet annuel, $\beta = \beta_1 = \sum_{k=0}^3 \gamma_k$, proposée entre autres par Benedek et al. (2015). Nous testons également la présence d'effet retardé l'année suivante $\beta_2 = \sum_{k=4}^7 \gamma_k$.

Les deux chocs datés aux premiers trimestres de 2013 et de 2014 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 du coût du travail (sous 2,5 SMIC) au prix $\epsilon_{P/w}$ à la part de la masse salariale sous 2,5 SMIC par l'égalité : $\epsilon_{P/w} = \frac{MS < 2,5 \text{ SMIC}}{Coût \text{ totaux}}$. 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 ($MS = Cout * L$). 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 $\beta_2 = \sum_{k=4}^7 \gamma_k$.

1.4 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.

D'abord, une baisse idiosyncratique de la demande pourrait induire des prix plus bas et inciter les entreprises à ajuster leurs 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, si la variable d'exposition considérée est en proportion des coûts de production. 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 captée 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 menons 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...).

1.5 Tests de robustesse : placebo temporel et en coupe

La robustesse du modèle est évaluée à l'aide de plusieurs tests. Le premier est un test placebo classique en économétrie qui consiste à attribuer à chaque secteur la variation de coûts liée au CICE

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).

Nous considérons qu'un secteur i est un secteur *amont* (resp. *aval*) si U_i est au dessus (resp. au dessous) de la médiane des U de notre échantillon.

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 nombreuses⁵, 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 du degré d'exposition après 2013. 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 capter 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 B. 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 effectif. 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.

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

Enfin, la TVA a été modifiée à la hausse sur la période, et en particulier au 1er janvier 2014. Or, si les entreprises ne répercutent pas entièrement les hausses de TVA à leurs clients, mais diminuent leur prix à la production pour limiter l'impact sur le prix TTC, cette mesure pourrait aussi donner lieu à des ajustement à la baisse et venir biaiser nos estimations. Un test de robustesse supplémentaire 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 variable, en variation ou en niveau. Le coefficient devant ce contrôle est négatif, comme attendu si les entreprises ne répercutent que partiellement la hausse de TVA sur leurs clients.

2 Données

Nos analyses empiriques utilisent des données de prix, des données relatives aux créances de CICE et des données comptables issues des bilans et des comptes de résultats des entreprises. Ces analyses portent sur les secteurs concernés par le CICE et pour lesquels nous disposons de séries de prix, c'est à dire tous les secteurs marchands, à l'exception des activités agricoles, commerciales et financières.

L'analyse sectorielle s'appuie sur les indices de prix calculés par l'Insee grâce à l'enquête OPISE (voir encadré) de 2005 à 2014, et sur les ratios sectoriels d'exposition au traitement agrégés à partir des données individuelles. L'analyse sur données individuelles repose sur les données de prix relevés auprès des entreprises de l'échantillon répondant à l'enquête OPISE sur la période 2009-2014, que nous avons appariées avec les bases de données fiscales, via le numéro SIREN.

2.1 Analyse sur données sectorielles

Construction des séries de prix sectoriels

Dans l'analyse sur données sectorielles, les données de prix sont construites à partir des séries d'indices de prix de production sectoriels diffusés par l'Insee, et calculés à partir de l'enquête OPISE (voir encadré). Nous retenons les indices calculés à prix de base, qui nous semble être le concept le plus pertinent pour étudier le rôle des coûts des facteurs de production sur les prix. Les séries de prix que nous utilisons pour l'industrie correspondent aux transactions sur le marché français, "Business to Business". En revanche, dans les services, la disponibilité des données des indicateurs agrégés pour certains secteurs nous contraint à retenir les séries de prix correspondant aux transactions sur les marchés français et étranger (dites "Business to All"). Des tests de robustesse menés sur les secteurs disponibles à la fois en Business to Business et Business to All suggèrent que la différence de concept a peu d'influence sur les résultats. Les indices de prix sont mensuels dans l'industrie et trimestriels dans les services. Nous calculons donc des variations trimestrielles de prix pour assurer la cohérence temporelle de notre échantillon. Pour la plupart des secteurs, les indices de prix agrégés sont disponibles au niveau de la *Classification des Produits Française* (ci-après CPF) à 4 positions que nous pouvons faire coïncider avec un secteur ou une branche d'activité⁶. Certains indices de prix au niveau CPF4 ne sont pas diffusés par l'Insee et ne participent donc pas à l'analyse. Par ailleurs, pour quelques secteurs, 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. Nous nous restreignons également aux séries de prix remontant au moins à 2011 pour pouvoir construire un test placebo.

Enfin, les séries de prix sont construites à partir de l'observation, dans les entreprises, des prix des produits. Or, le crédit d'impôt est perçu par des entreprises, potentiellement multi-produits. Il est donc nécessaire d'effectuer une transformation des séries de prix pour créer un indicateur de prix sectoriel. Nous utilisons la matrice de ventilation secteur/branche⁷, 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. Nous ne conservons que les secteurs pour

6. La CPF possède 6 niveaux emboîtés, les 3218 postes du niveau le plus fin sont codés sur 6 positions.

7. Que nous construisons au niveau CPF/NAF 4 positions via la base de données de ventilation du chiffre d'affaires des entreprises par branches d'activité, résultant de l'enquête annuelle de production et des enquêtes sectorielles annuelles dans les services, pour l'année 2013

Encadré 3. L'enquête OPISE et les indices de prix de production

L'enquête Observation des Prix dans l'Industrie et les Services (OPISE) a pour but de produire des indices de prix de production mensuels dans l'industrie et la construction et trimestriels dans les services, à différents niveaux d'agrégation (cf Insee-Méthodes [1999] et Gautier [2007]). Ces indices sont notamment utilisés comme déflateur pour les comptes nationaux, et pour indexer des contrats entre fournisseurs et clients. En 2013, l'enquête est réalisée auprès d'un échantillon de 6 500 entreprises dont 4 200 dans l'industrie, 1 700 dans les services et 600 dans la construction, qui sont sélectionnées afin d'assurer une couverture maximale du chiffre d'affaire d'un poste à 4 positions de la Classification des Produits Française (CPF4). Le plan de sondage répond à des contraintes de couverture pour chaque indice de prix, et les entreprises réalisant moins de 5 millions d'euros de chiffres d'affaires ne font pas partie du champ enquêté, à l'exception des entreprises d'entretien et amélioration des logements. Les entreprises actives dans plusieurs branches d'activité sont favorisées pour des questions d'efficacité^a. En pratique, plus de 25 000 transactions régulières sont identifiées, et leurs prix collectés et utilisés pour construire des séries agrégées aux différents niveaux de la classification des produits française.

Les indices de prix sont calculés au *prix de base*, qui correspond 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; ainsi qu'au *prix de marché*, qui inclut toutes les taxes (hors TVA) et subventions, et en excluant les transactions intra-groupes.

Les indices sont également différenciés 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.

a. Voir CNIS [2013]

lesquels nous disposons des prix de la branche correspondante⁸, et ne considérons que les branches pour lesquelles nous avons des séries de prix pour calculer la moyenne pondérée.

Avec les hypothèses et restrictions exposées ci-dessus, nous parvenons à reconstituer des indices de prix pour 240 secteurs de la NAF sur 376 potentiels du champ de l'étude sectorielle. Les secteurs de l'échantillon représentent une créance de CICE de 5,3 milliards d'euros sur 6,1 milliards d'euros de créance sur le champ potentiel. La part du chiffre d'affaires des secteurs couverts 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.

Données fiscales

Les données fiscales utilisées sont de deux natures. La base Mouvement de Créances (MVC) de la DGFIP 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. Pour calculer les ratios sectoriels d'exposition au CICE, on apparie dans un premier temps MVC et FARE au niveau entreprise, et on retient les entreprises présentes dans les deux sources. Dans un second temps, on somme les créances de CICE, la masse salariale et les charges d'exploitation pour chaque secteur (NAF⁹ 4 positions). On construit ainsi deux variables d'exposition au traitement :

8. Par exemple, nous ne conservons pas les secteurs de commerce, pour lesquels nous n'avons pas de série de prix «commerce», bien qu'ils exercent marginalement des activités pour lesquelles nous disposons des séries de prix

9. Nomenclature d'activités française

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, qu'on note : CICE/Charges. Ces charges sont égales à la masse salariale à laquelle s'ajoutent les achats de marchandises et de matières premières, les charges externes, les dotations d'exploitation ainsi que la variation des stocks.

On présente en tableau 1 les principales caractéristiques des variables construites, par regroupement de secteurs.

TABLE 1 – Analyse sectorielle : statistiques descriptives

			Industrie		Services	
			Amont	Aval	Amont	Aval
Nombre de secteurs			105	65	14	56
Nombre d'observations (secteur \times trimestre)			4 080	2 308	472	1 776
Δ CICE/MS	2013	Moy.	1,71	1,76	1,68	1,60
		Ec.-ty.	0,53	0,56	0,67	0,64
<i>en %</i>	2014	Moy.	0,76	0,70	0,82	0,80
		Ec.-ty.	0,36	0,36	0,26	0,44
Δ CICE/Charges	2013	Moy.	0,38	0,35	0,83	0,54
		Ec.-ty.	0,53	0,56	0,67	0,64
<i>en %</i>	2014	Moy.	0,17	0,14	0,38	0,27
		Ec.-ty.	0,10	0,09	0,31	0,20
Variation des prix trimestrielle	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
<i>en %</i>	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 : Indices des prix à la production, FARE ; DGFIP : MVC
Champ : Industrie et services hors services financiers. 2005-2014.

La réduction moyenne du coût du travail liée au CICE entre 2012 et 2013 est de même ordre de grandeur dans les quatre catégories de secteurs distinguées, égale 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 dans chacune des quatre catégories de secteurs distinguées 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.

2.2 Analyse sur données individuelles

Construction des séries de prix individuelles

Pour la construction des séries de prix individuelles, nous utilisons directement la base de données des réponses des entreprises à l'enquête OPISE, et constituons une variable de variation trimestrielle de prix par entreprise en retenant les transactions pour le marché français dans tous les cas, et les transactions BtoB plutôt que BtoC ou BtoE¹⁰ pour les séries de prix des services. Les entreprises fournissent en moyenne 5 à 6 séries de produits, la plupart du temps dans la même branche. Puisque nous recherchons l'effet du CICE sur le comportement des prix de l'entreprise, 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. Nous nous plaçons sur la période 2009-2014. D'une part, nous excluons les entreprises qui présentent des ruptures de série, qui posent problème avec l'algorithme EM de la procédure d'estimation. D'autre part, à cause du renouvellement des entreprises interrogées et de l'élargissement du champ de l'enquête, notamment dans les services, certaines 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 2014¹¹. Cette restriction empêche notamment de mener une estimation pour le secteur de l'hébergement et restauration, regrettable compte-tenu de l'exposition élevée au traitement dans ce secteur.

Données fiscales

Le croisement d'OPISE, FARE et MVC au niveau des entreprises permet d'associer la variable de traitement à environ 85 % des entreprises. Nous retirons les entreprises pour lesquelles le ratio CICE/MS calculé est supérieur à 10 % en 2013 ou en 2014, ou pour lesquelles la variation de prix d'un trimestre à l'autre est supérieure à 100 %. Enfin, la procédure d'estimation nous contraint à cylindrer les variables explicatives sur 2009-2014. Notre échantillon final compte 4 199 entreprises. Un tableau récapitulatif des filtrages est disponible en annexe C, table 7.

Les entreprises OPISE représentent 35% des créances de CICE de l'intersection MVC-FARE (Figure 2). Il s'agit essentiellement d'entreprises de taille conséquente en nombre de salariés. 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 presque aucune entreprise de moins de 20 salariés. Une des conséquences de la surreprésentation des 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, elles sont en moyenne moins affectées par le CICE que les autres¹², parce que les salaires versés par les grandes entreprises sont en moyenne plus élevés, comme déjà relevé par France Stratégie [2016].

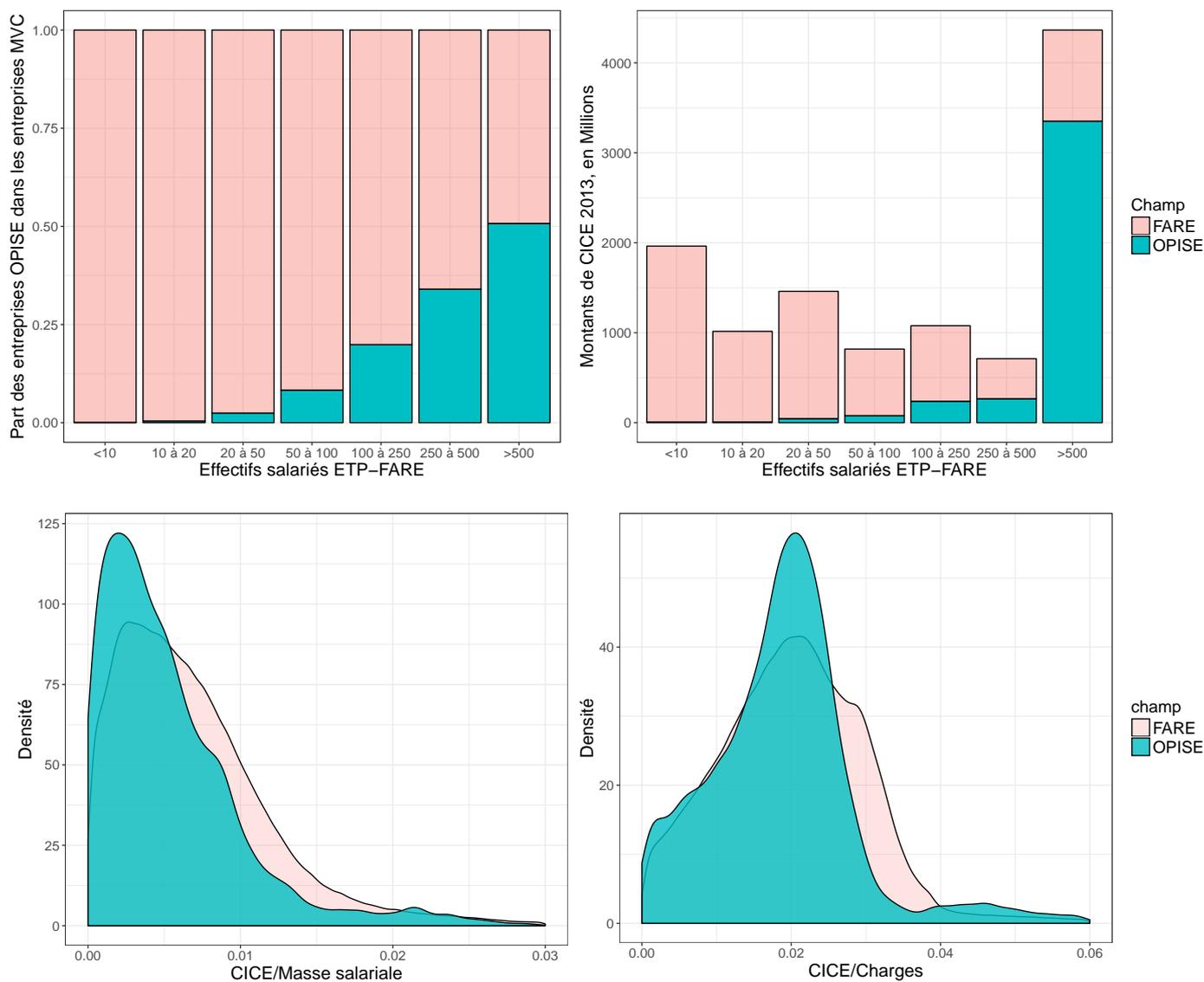
On considère également plusieurs variables de contrôle susceptibles d'avoir un effet sur les prix. L'indice de prix des consommations intermédiaires (calculé au niveau A129, avec l'aide de la matrice input-output) est une mesure du renchérissement d'une partie des coûts d'exploitation¹³. La productivité 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

10. Voir encadré 3

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

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

13. 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



Sources : OPSE; MVC; FARE; Calcul des auteurs

FIGURE 2 – Représentativité des entreprises OPSE parmi le champ des bénéficiaires du CICE. 1^{ère} ligne : Couverture du champ par taille d'entreprise, en proportion et en montant de CICE. 2^{ème} ligne : Comparaison de l'exposition au CICE de l'ensemble des bénéficiaires (champ FARE), et des entreprises du champ de l'étude individuelle (champ OPSE)

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, Zhang [2012]), marge plus importante des exportateurs par rapport aux non exportateurs (De Loecker, Warzynski [2012]), mais aussi pression concurrentielle forte dans certains secteurs).

Nous présentons les caractéristiques principales des variables d'intérêt des bases de données niveau entreprises en table 8 en annexe C. 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 au CICE en proportion de sa masse salariale est le secteur des transports et de l'entreposage, 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 dans 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 sur données sectorielles

La table 2 présente les résultats des estimations menées séparément sur les regroupements de secteurs 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. Quand le traitement est le CICE rapporté à la masse salariale, le coefficient β du traitement 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, French [2007]). Quand le traitement est le CICE rapporté aux charges d'exploitation, 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 coût du travail seulement mais comme une baisse plus globale de leurs coûts totaux.¹⁴

TABLE 2 – Résultats de l'approche sectorielle : 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 : Indices des prix à la production - MVC - FARE; Calcul des auteurs

D'abord pour l'estimation de référence, 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'élasticité du prix

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

au coût total estimée est largement supérieure 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 mesuré comme baisse des coûts totaux de production devient non significatif. Pour toutes ces analyses, le test placebo d'attribution anticipée à 2011-2012 du traitement apparaît non significatif.

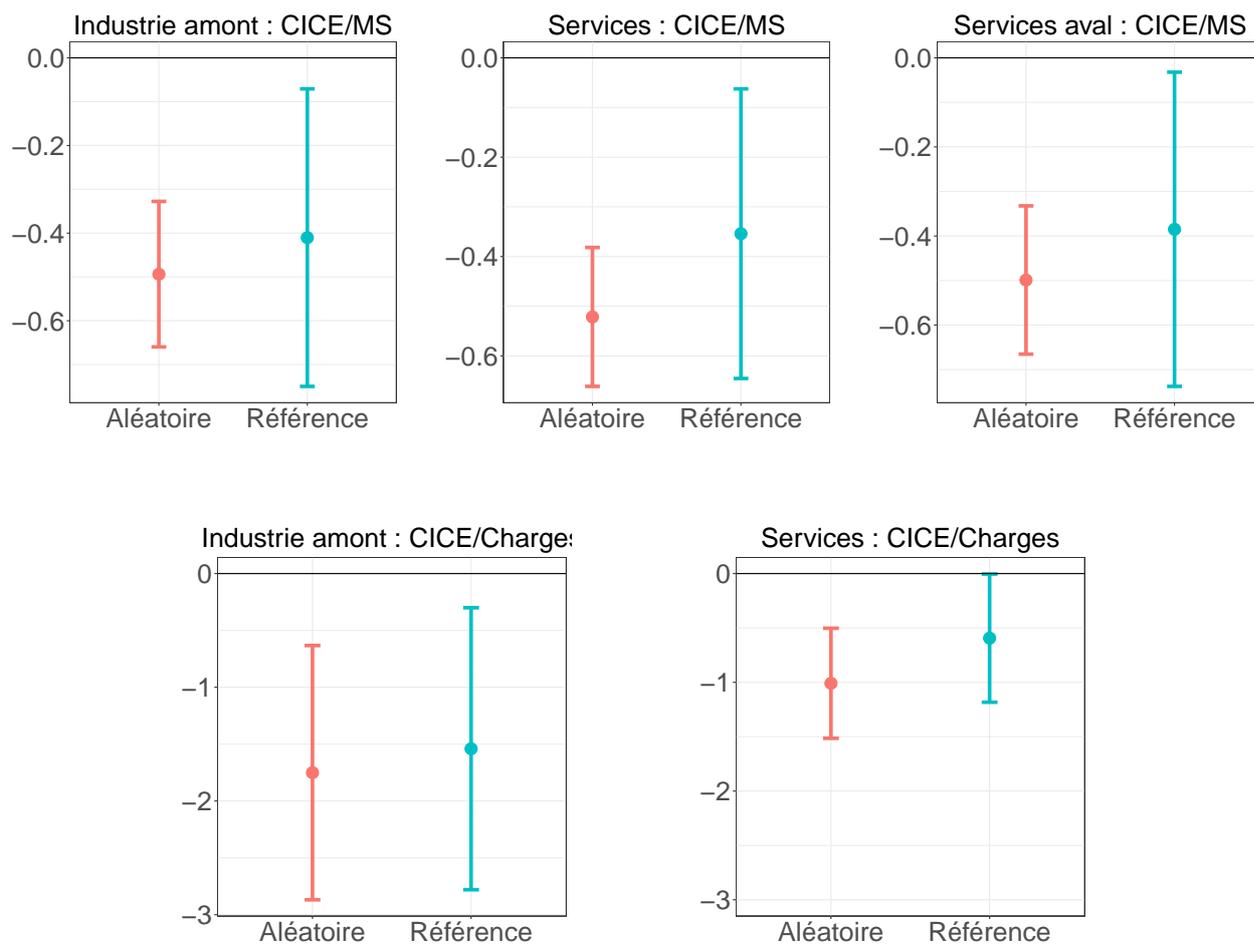
Ces résultats sont cependant fragiles. La prise en compte des transferts, décrite en équation 3¹⁵ modifie sensiblement les estimations (dernière colonne du tableau 2). Pour l'industrie amont, les services et en particulier les services aval, où les élasticités estimées de référence sont significatives, 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 -0,60 à -0,51), 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, 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 sensibles 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 significatif¹⁶. 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 capte 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 captés par les facteurs.

15. 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

16. 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



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

4 Résultats : approche sur données individuelles

Les résultats au niveau des entreprises au sein d'un même secteur tendent également à indiquer un effet modérateur du CICE sur les prix. La répartition des élasticités estimées en fonction de la part que représente l'assiette du CICE dans les coûts est présentée en figure 4. L'élasticité estimée moyenne est de $-0,15$. Significatives ou non, 70% des élasticité spécifiques à un secteur sont négatives. Sur les quatre élasticité qui ressortent significatives et robustes, trois sont celles des secteurs où la part du travail rémunéré sous 2,5 SMIC est la plus importante dans les coûts de production des entreprises. De plus l'alignement de ces quatre secteurs sur la droite $y = -x$ montre que l'élasticité estimée est cohérente avec une répercussion totale dans les prix de la variation de coût. Toujours dans le sens d'un effet modérateur des prix du CICE, les tests d'attribution aléatoire pour trois secteurs et leur deux élasticité annuelles montrent une atténuation des coefficients (voir figure 5). Si la corrélation à la baisse est non significative, cette atténuation suggère que le signe du coefficient est bien lié à des expositions différenciées au CICE. Au contraire, l'élasticité estimée pour l'industrie agroalimentaire est significativement négative, et retardée d'un an, mais le test d'attribution aléatoire n'est pas concluant. Cela laisse à penser que l'élasticité négative peut refléter une modération générale des prix dans ce secteur, et non des variation intra-sectorielles des comportements de fixation de prix. Outre le test d'attribution aléatoire, d'autres résultats sont considérés comme non robustes du fait de la sensibilité au nombre de facteurs. 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.

Nous présentons les résultats secteur par secteur en nous concentrant sur les élasticité estimées, et dans un souci de lisibilité, nous avons reporté l'ensemble des tables (estimations y compris variables de contrôles) en annexe C. 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.

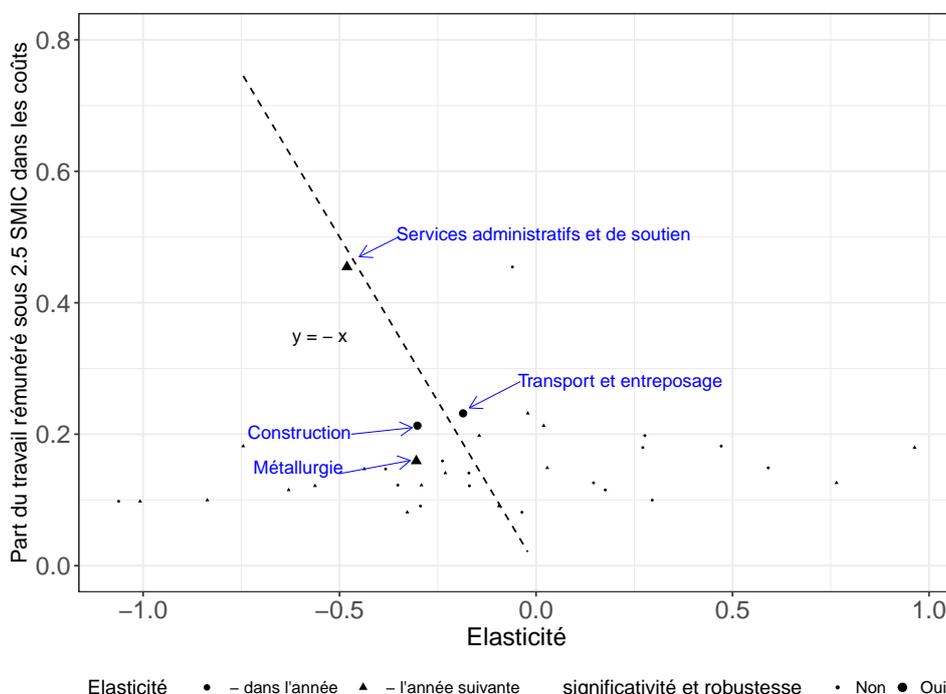


FIGURE 4 – Elasticité estimées par secteur et année. *Note* : Les coefficients β_1 (année 1) et β_2 (année 2) spécifiques aux secteurs tels qu'estimés par l'équation (4) sont représentés, qu'ils soient ou non significatifs. La robustesse est évaluée par le test d'attribution aléatoire et vis-à-vis du nombre de facteurs. La part du travail rémunéré sous 2,5 SMIC est mesurée en 2013 (Sources : Acoess-FARE, voir table 6).

TABLE 3 – Synthèse des résultats de l’analyse sur données individuelles

Secteur A38		Elasticité estimée		Contexte	
		- dans l’année	- l’année suivante	Effectifs (milliers)	Salaire médian
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
<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
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 : significativité sensible à la spécification, parfois positif					
JC (+SZ)	Activités informatiques et services d’information	0.96 (0.36)		373	2659
CM	Autres industries manufacturières	0.52 (0.26)	-0.79 (0.25)	261	1922
CI	Produits informatiques, électroniques	-1.06 (0.37)		127	2705

Les effectifs sont les effectifs salariés au 31/12/14. Le salaire médian est mensuel et exprimé en euros (source : DARES [2017]). Pour les activités de services et de soutien aux entreprises, ces chiffres comprennent les activités de location-bail. 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, Ng [2002])

4.1 Effet négatif et significatif

TABLE 4 – Estimation : secteurs à élasticité négative, robuste aux tests 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)
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

	NZ - Services adm. sout. entr. <i>exclusion location-bail</i>		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	0.01	0.01	-0.36	-2.48	-0.35	-0.48	-0.29	-1.29
(std)	(0.13)	(0.16)	(0.46)	(1.71)	(0.39)	(1.07)	(0.28)	(1.12)
β_2	-0.45***	-0.51***	-0.42	-0.68	-0.28	-0.53	-0.09	-0.56
(std)	(0.14)	(0.16)	(0.53)	(1.8)	(0.27)	(0.93)	(0.27)	(1.11)
Indice prix CI	0.245***	0.275***	0.494***	0.518***	0.078	0.172*	0.442**	0.433***
Facteurs	4	4	4	4	4	4	5	5
Obs.	3942	3942	2615	2615	3123	3123	1436	1436
Entreprises	210	210	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 C. Horizon : 2009-2014.

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

Transports et entreposage

Les indicateurs macroéconomiques pour ce secteur, qui emploie 1,3 million 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 voyageurs. Au contraire, ce sont des entreprises spécialisées dans le transport de fret.

Les différentes spécifications 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 entreprises de l’échantillon, les entreprises de ce secteur sont petites (la médiane du nombre de salariés en équivalent temps plein est de 20 en 2013, contre plus de 140 dans l’ensemble de l’échantillon).

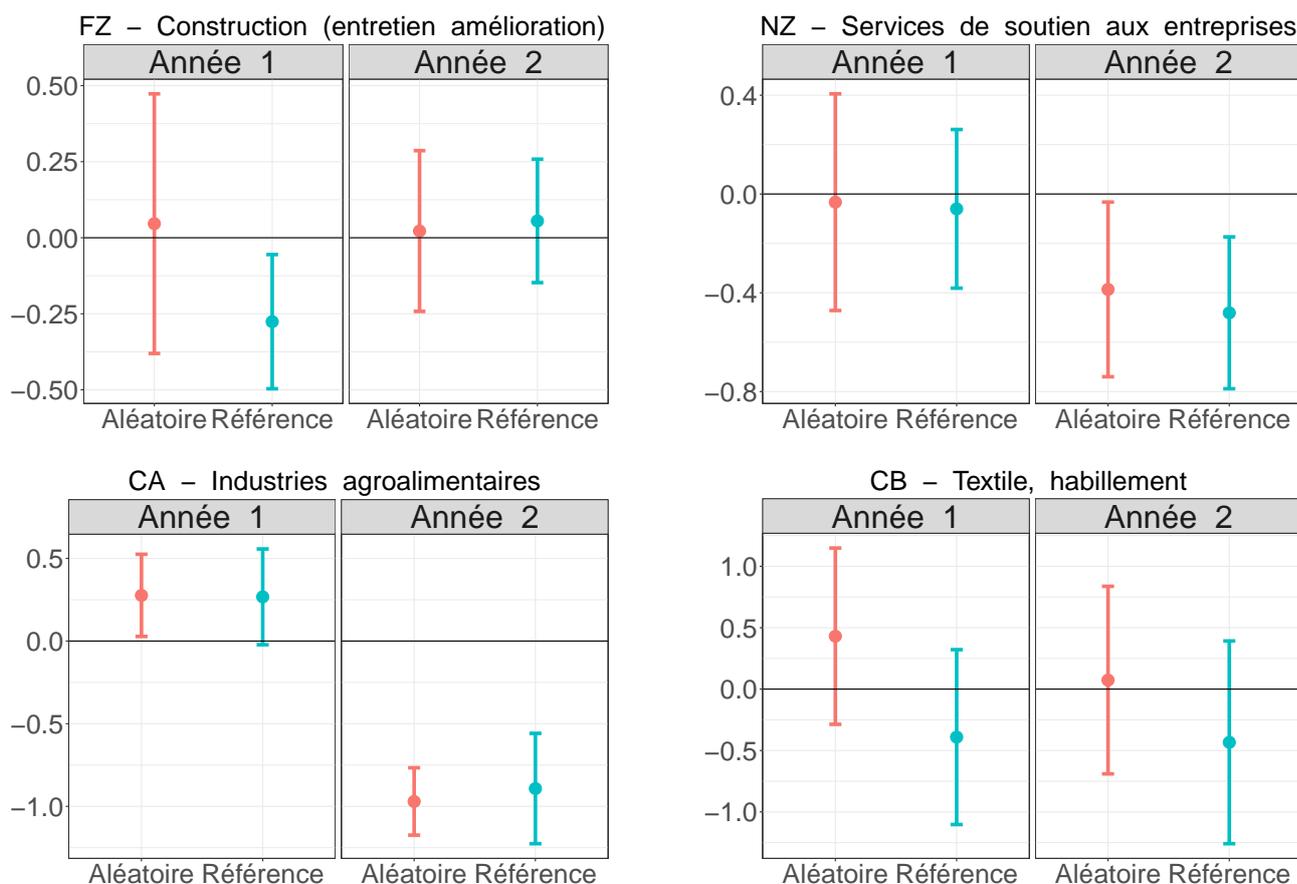


FIGURE 5 – Exemple de tests d’attribution aléatoire (l’ensemble est en annexe C). Lecture : dans la construction (a), l’effet significatif l’année 1 est essentiellement due à de la variation en coupe alors que dans l’industrie agroalimentaire (c) l’effet significatif l’année 2 est essentiellement due 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

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 les coûts totaux 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 exclut 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 de ce secteur, 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 une répercussion des coûts dans les prix non linéaire, avec une élasticité plus forte dans les entreprises les plus exposées. De plus, le test d'attribution aléatoire dans ce sous-ensemble (les activités de services administratifs et de soutiens aux entreprises «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 $-0,45$ (table 14 en annexe C) 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)¹⁷.

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 dans notre échantillon 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 plus capitalistiques ont tendance à plus baisser leur prix dans ce secteur. Les travaux récents de Gilchrist, 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

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

d'attribution aléatoire confirme néanmoins la corrélation entre baisse de prix et exposition au CICE pour le nombre de facteurs dicté par le test.

4.2 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.

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

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	0.29*	0.62	0.52**	2.47***
(std)	(0.16)	(0.95)	(0.26)	(0.87)
β_2	-0.86***	-3.96***	-0.79***	-2.63***
(std)	(0.18)	(0.99)	(0.25)	(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 C.

Horizon : 2009-2014

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

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 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 manufacturier¹⁸. 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, fragilise leurs marges.

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

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.

4.4 Effets nul et ambigu

Les tables des estimations restantes sont disponibles en annexe C. 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 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%).

5 Conclusion

La plupart des secteurs des services ne semblent pas avoir ajusté leur prix dans le court terme sous l'effet du 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), donc de secteurs qui ont exprimé le besoin de disposer de la créance à court terme. Notons d'une part que les transports sont des services en aval de la chaîne de production, et que l'échantillon d'entreprises ne couvre pas l'hébergement restauration, qui pourrait également tirer les résultats agrégés sur les services en aval de la chaîne de production (et ceci en particulier car l'effet sur les prix du coût du travail a été documenté dans ce secteur par Gautier [2007]). 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 de l'industrie sont dans l'ensemble plus affectés que ceux des services, mais de façon hétérogène. Au niveau d'agrégation retenu, la plupart des secteurs industriels comprennent à la fois des activités en aval et en amont de la chaîne de production (industries agroalimentaires, textiles, autres industries manufacturières). Les secteurs industriels exclusivement en amont et où l'élasticité est négative, bien que pas toujours significative, sont la métallurgie, la fabrication de machines et équipements et la fabrication de matériel de transport.

En définitive, l'approche au niveau des entreprises confirme et complète l'approche au niveau sectoriel : 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 comme ayant 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.

Références

- Aaronson Daniel*. Price pass-through and the minimum wage // Review of Economics and statistics. 2001. 83, 1. 158–169.
- Aaronson Daniel, French Eric*. Product market evidence on the employment effects of the minimum wage // Journal of Labor Economics. 2007. 25, 1. 167–200.
- Acemoglu Daron, Carvalho Vasco M, Ozdaglar Asuman, Tahbaz-Salehi Alireza*. The network origins of aggregate fluctuations // Econometrica. 2012. 80, 5. 1977–2016.
- Antràs Pol, Chor Davin, Fally Thibault, Hillberry Russell*. Measuring the upstreamness of production and trade flows // The American Economic Review. 2012. 102, 3. 412–416.
- Bai Jushan*. Panel data models with interactive fixed effects // Econometrica. 2009. 77, 4. 1229–1279.
- Bai Jushan, Ng Serena*. Determining the number of factors in approximate factor models // Econometrica. 2002. 70, 1. 191–221.
- Bertola Giuseppe, Dabusinskas Aurelijus, Hoerberichts Marco, Izquierdo Mario, Kwapil Claudia, Montornès Jeremi, Radowski Daniel*. Price, wage and employment response to shocks : evidence from the WDN survey // Labour Economics. 2012. 19, 5. 783–791.
- Blinder Alan, Canetti Elie RD, Lebow David E, Rudd Jeremy B*. Asking about prices : a new approach to understanding price stickiness. 1998.
- Boivin Jean, Giannoni Marc P, Mihov Ilian*. Sticky prices and monetary policy : Evidence from disaggregated US data // The American Economic Review. 2009. 99, 1. 350–384.
- Boutin Xavier, Janin Lionel*. Are Prices Really Affected by Mergers ? // Document de travail INSEE. 2008. G2008/08.
- CNIS* . Avis d’opportunité : Enquête Observation des Prix de l’Industrie et des Services (OPISE) N 190 / H030 - Conseil National de l’Information Statistique. 2013.
- Carbonnier Clément, Fredon Simon, Gautier Benoit, Malgouyres Clément, Mayer Thierry, Py Lorianne, Rot Gwenaëlle, Urvoy Camille*. Evaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière de compétitivité internationale, d’investissement, d’emploi, de résultat net des entreprises et de salaires // Rapport d’évaluation pour France Stratégie. 2016.
- Carlsson Mikael, Skans Oskar Nordström*. Evaluating microfoundations for aggregate price rigidities : evidence from matched firm-level data on product prices and unit labor cost // The American Economic Review. 2012. 102, 4. 1571–1595.
- Cornec Matthieu, Deperraz Thierry*. Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en France // Economie et statistique. 2006. 395, 1. 13–38.
- Cristadoro Riccardo, Forni Mario, Reichlin Lucrezia, Veronese Giovanni*. A core inflation indicator for the euro area // Journal of Money, credit, and Banking. 2005. 37, 3. 539–560.
- DARES* . Les salaires par secteur et par branche professionnelles en 2014 // Dares résultats 2017-005. 2017.
- De Loecker Jan, Warzynski Frederic*. Markups and firm-level export status // The American Economic Review. 2012. 102, 6. 2437–2471.
- Dhyne Emmanuel, Fuss Catherine, Pesaran M Hashem, Sevestre Patrick*. Lumpy price adjustments : A microeconomic analysis // Journal of Business & Economic Statistics. 2011. 29, 4. 529–540.

- Ducoudré Bruno, Heyer Eric, Plane Mathieu.* Que nous apprennent les données macro-sectorielles sur les premiers effets du CICE? Evaluation pour la période 2014-2015 T2 // Document de travail OFCE. 2015. 2015-29.
- Fabiani Silvia, Druant Martine, Hernando Ignacio, Kwopil Claudia, Landau Bettina, Loupias Claire, Martins Fernando, Mathä Thomas, Sabbatini Roberto, Stahl Harald, others.* The pricing behaviour of firms in the euro area : New survey evidence // ECB working paper series. 2005. 535.
- Foerster Andrew T, Sarte Pierre-Daniel G, Watson Mark W.* Sectoral versus aggregate shocks : A structural factor analysis of industrial production // Journal of Political Economy. 2011. 119, 1. 1-38.
- Fougère Denis, Gautier Erwan, Le Bihan Hervé.* Restaurant prices and the minimum wage // Journal of Money, Credit and Banking. 2010. 42, 7. 1199-1234.
- Gautier Erwan.* La dynamique des changements de prix de production en France : une analyse à partir des relevés de prix de production // Economie et statistique. 2007. 407, 1. 3-26.
- Gilchrist Simon, Schoenle Raphael, Sim Jae, Zakrajšek Egon.* Inflation dynamics during the financial crisis // The American Economic Review. 2017. 107, 3. 785-823.
- Gilchrist Simon, Zakrajšek Egon.* Customer markets and financial frictions : Implications for inflation dynamics // Proceedings : Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City. 2015.
- Gilles Fabrice, Bunel Mathieu, L'Horty Yannick, Mihoubi Ferhat, Yang Xi.* Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D : une évaluation ex post // Rapport d'évaluation pour France Stratégie. 2016.
- Gobillon Laurent, Magnac Thierry.* Regional policy evaluation : Interactive fixed effects and synthetic controls // Review of Economics and Statistics. 2016. 98, 3. 535-551.
- Guillou Sarah, Sampognaro Raul, Treibich Tania, Nesta Lionel.* L'impact du CICE sur la marge intensive des exportateurs // Rapport d'évaluation pour France Stratégie. 2016.
- Hagedorn Marcus, Manovskii Iouri, Mitman Kurt.* The Impact of Unemployment Benefit Extensions on Employment : The 2014 Employment Miracle? 2015.
- Hagneré Cyrille, Legendre François.* Une évaluation ex ante des conséquences du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) // Revue économique. 2016. 67, 4. 697-732.
- INSEE.* Le CICE est monté en charge en 2015 // Note de conjoncture INSEE. 2015. 4. 84-89.
- Insee-Méthodes.* Les indices de prix de vente de l'industrie et des services aux entreprises (PVIS) // Insee Méthodes. 1999. 89.
- Kim Dukpa, Oka Tatsushi.* Divorce Law Reforms And Divorce Rates In The Usa : An Interactive Fixed-Effects Approach // Journal of Applied Econometrics. 2014. 29, 2. 231-245.
- Lemos Sara.* A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices // Journal of Economic Surveys. 2008. 22, 1. 187-212.
- Manova Kalina, Zhang Zhiwei.* Export prices across firms and destinations // The Quarterly Journal of Economics. 2012. 127, 1. 379-436.
- Pisani-Ferry Jean, Lengart Fabrice, Brun-Schammé Amandine, Desplatz Rozenn, Naboulet Antoine.* Rapport 2016 du comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi // France Stratégie. 2016.
- Yahiel Michel, Lengart Fabrice, Brun-Schammé Amandine, Desplatz Rozenn, Naboulet Antoine.* Rapport 2017 du comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi // France Stratégie. 2017.

Annexes

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 :

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

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 :

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

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

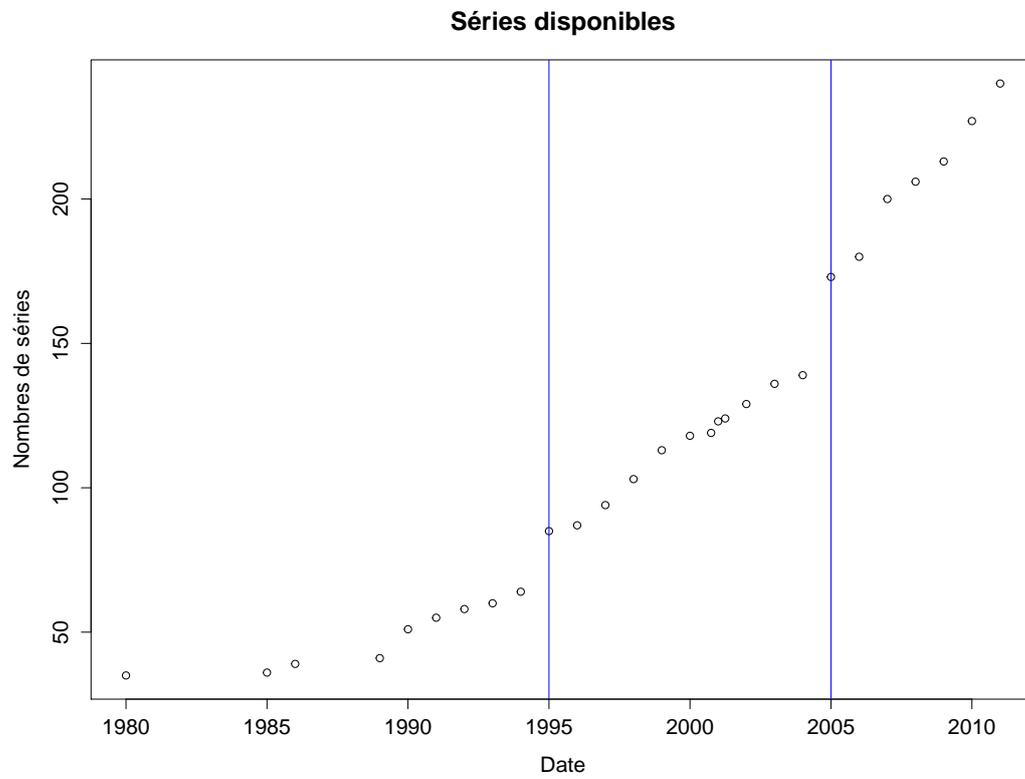


FIGURE 6 – Indices de prix sectoriels disponibles suivant l’horizon temporel

TABLE 6 – Part de la masse salariale sous 2,5 SMIC dans le coût des intrants

Secteur	$\frac{MS < 2,5 \text{ SMIC}}{\text{Charges}}$
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 : Acoess - FARE - 2013

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

TABLE 7 – Construction de l'échantillon : données individuelles

Etape de filtrage	Nombre d'entreprises
Entreprises dans OPISE 2009-2014	6 640
Sans rupture de série	6 012
Présentes au moins en 2013 et en 2014	5 084
Présentes dans MVC	4 419
Présente dans FARE	4 346
Variation de prix $< 100\%$ et traitement $\leq 10\%$	4 306
Cylindrage des variables de contrôle sur 2009 - 2014	4 199

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

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, audev., 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	0.29*	0.62	0.52**	2.47***
(std)	(0.16)	(0.95)	(0.26)	(0.87)
β_2	-0.86***	-3.96***	-0.79***	-2.63***
(std)	(0.18)	(0.99)	(0.25)	(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

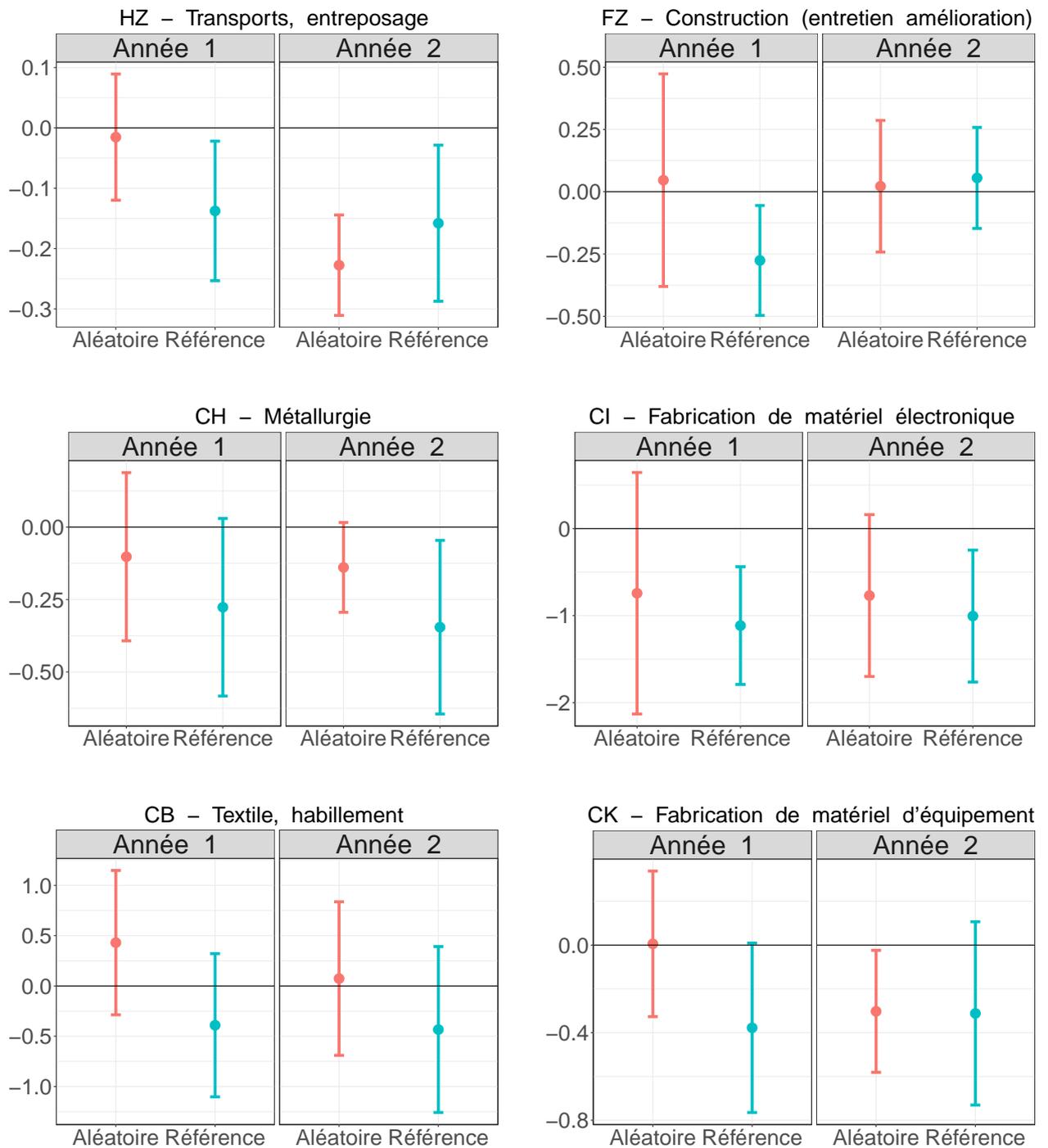


FIGURE 7 – Tests d'attribution aléatoire - partie 1

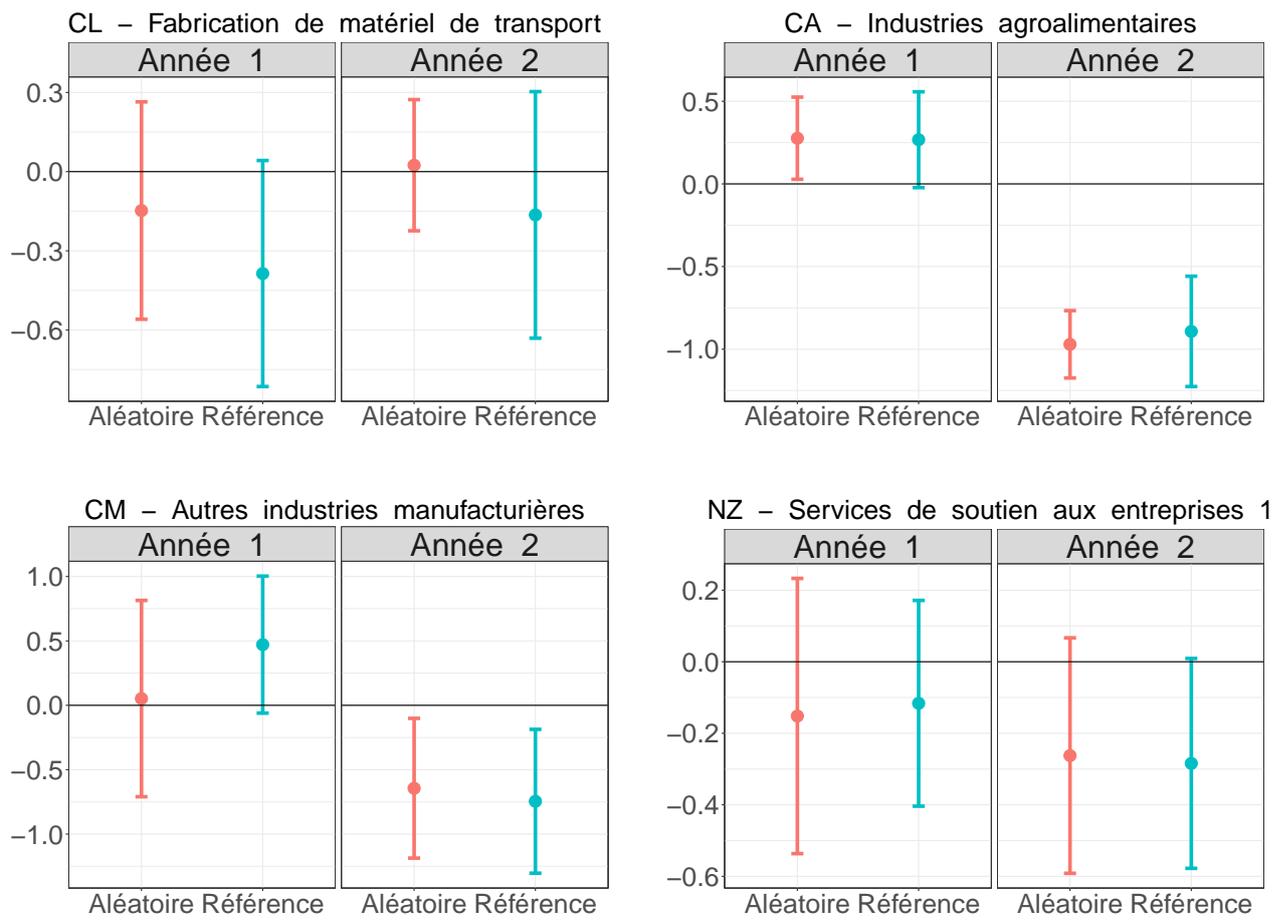


FIGURE 8 – Tests d'attribution aléatoire - partie 2

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

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9203	Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	analyse économique des politiques française et allemande J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9204	I. STAPIC France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9414	Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9205	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9501	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ? I. KABLA
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9206	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9502	Le Choix de breveter une invention J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9207	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9503	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9208	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9504	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Propriétés variantielles	G 9209	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOJA et P. MOHREN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9505	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9301	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9506	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9302	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9303	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NON PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9304	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9305	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9306	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrêmes de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIENKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ?
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGELART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique						
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOJA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée						
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE						

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tysters sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELE - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigations and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité génératiomelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9707	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. GOUX - A. ZILBERBERG The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclasssement			G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Industrie ou tertiaire ?
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tysters sur l'inflation française	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tysters sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigations and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail		
G 9912	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	G 9912	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages		

G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ? I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude Bilan des activités de la DESE - 2000 J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONNEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages » J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
----------	--

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ? F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats Bilan des activités de la DESE - 2001 B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général de microsimulation DESTINIE J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées F. HILD Les soldes d'opinion résumement-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ? I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999 J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté F. HILD Prévisions d'inflation pour la France M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach
----------	--

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992 Bilan des activités de la DESE - 2002 P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020 P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ? H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90 M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ? P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
----------	--

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ? M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE » X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et pensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004 S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
----------	---

G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques. Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOULLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJ - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2005/16	H. RAOUJ - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVRRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MESANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent LAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECH-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuls de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marché crevé vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPEÈQUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projetter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER - S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and déplacement effects : An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUJIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraités et prévisibilité du montant de pension
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEÈQUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPEÈQUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/05	G. LAMÉ - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN Sector: the French Example
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER - V. LAPEÈQUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSC Wage Resilience in France since the Great Recession
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy	G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOULAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET redistribution dans le système de retraite français	G2013/10	G. LAMÉ Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?	G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach				

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