

L'effet du CICE sur les prix sectoriels: résultats préliminaires

Rémi Monin et Milena Suarez Castillo
Insee *

Mars 2017

Résumé

Le crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) est une mesure générale d'allègement des coûts qui a pu être utilisée par les entreprises pour abaisser leurs prix de vente. Dans cette étude, nous évaluons l'effet du CICE sur les mouvements des indices de prix de production à un niveau sectoriel fin (240 secteurs différents). Cette évaluation s'appuie sur une représentation à facteurs captant les co-mouvements des indices de prix et contrôlant ainsi l'hétérogénéité temporelle et inter-sectorielle des variations de prix liée aux chocs communs saisonniers ou à la dépendance au coût des matières premières. La réaction des secteurs au CICE ayant pu s'échelonner sur l'année, la spécification autorise des effets trimestriels retardés du crédit d'impôt. Si les premières analyses ont pu indiquer que l'exposition au CICE serait à l'origine d'une modération des prix dans les secteurs les plus concernés, les résultats restent fragiles et s'interpréteraient plutôt comme une baisse générale des prix à partir de 2013, date de mise en place de la politique, non directement corrélée au CICE perçu. L'hypothèse d'une transmission des effets du CICE par les liens inter-sectoriels de consommations intermédiaires est explorée, dans la mesure où de tels transferts, s'ils étaient avérés, rendraient difficile la détection d'un effet direct. A ce stade, les résultats obtenus ne permettent pas de conclure.

Le Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) est une politique économique de grande ampleur (cible de 20 milliards d'euros annuels) en faveur des entreprises. Ce crédit d'impôt est égal à 4 % en 2013 et 6 % en 2014 de la masse salariale inférieure à 2,5 SMIC. Du fait qu'il est assis sur la masse salariale, il peut être envisagé comme une réduction différée du coût du travail. Plus généralement, le CICE est considéré comme une subvention à la production ayant pour objectif d'abaisser les coûts d'exploitation des entreprises afin d'accroître leur compétitivité. Nous nous intéressons à l'effet qu'a pu avoir le CICE sur le niveau des prix des entreprises en France. En décembre 2015, 24 % des entreprises de services et 36 % des entreprises de l'industrie déclaraient utiliser en partie le CICE pour baisser leurs prix (enquête de conjoncture de l'INSEE [2015]).

L'approche retenue dans cette étude consiste à comparer les évolutions des prix de production dans des secteurs différemment exposés au CICE. Pour tenir compte des évolutions conjointes des indices de prix, la modélisation économétrique adoptée repose sur un modèle à facteurs : les mouvements des indices sont supposés suivre des tendances communes, celles-ci affectant les secteurs selon une pondération qui leur est spécifique. Cette représentation permet de construire l'évolution des prix qu'aurait connue les secteurs en l'absence de CICE, et estimée simultanément à l'effet d'une baisse de coût sectorielle due au CICE. L'estimation est obtenue avec la méthode de Bai [2009] et mise en œuvre sur un panel d'indices de prix non cylindré en s'inspirant de Gobillon and Magnac [2013]. L'intérêt de cette approche est qu'elle permet de tenir compte de tenir compte d'une grande partie de l'hétérogénéité inobservée potentiellement corrélée au traitement.

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

D'autres études visent à mesurer l'effet du CICE sur les prix. Ainsi, une étude de l'OFCE, Ducoudré et al. [2015], examine cette question en utilisant une prédiction issue d'un modèle à correction d'erreur sur l'évolution des prix pour les reconstruire en l'absence du CICE. Les auteurs proposent une approche «par branche»¹, les indices de prix étant naturellement associés à un produit ou une activité, ou «branche». Cependant, cette approche ne permet pas de prendre en compte le fait que des entreprises peuvent être présentes dans plusieurs branches différentes alors que le CICE est attribué à des entreprises et non à des branches. Ceci nous a conduit à considérer une approche «par secteur»². Néanmoins, si le CICE est plutôt une variable sectorielle, les prix restent mesurés par branche. Il est donc nécessaire de transformer les variables de prix par branche en indicateurs de prix sectoriels.

D'un point de vue académique, notre étude se situe dans l'analyse de la répercussion des coûts de production dans les prix de vente. La littérature académique théorique qui concerne cette répercussion est essentiellement liée à la question de l'incidence fiscale, qui cherche à déterminer qui, du producteur ou du consommateur, supporte l'apparition ou l'augmentation d'une taxe ou d'un impôt à la production ou à la consommation. Kotlikoff and Summers [1987] passent en revue les sources de l'incidence fiscale dans le cadre de l'équilibre général concurrentiel ainsi que dans des cadres de concurrence imparfaite. Pour les taxes à la consommation, typiquement la TVA, l'incidence fiscale dépend notamment des élasticités-prix de la demande et de l'offre ainsi que de la structure de marché (concurrence parfaite, oligopolistique ou monopolistique). Pour ce qui concerne les taxes sur les facteurs de production comme le travail, les élasticités de substitution des facteurs de production sont également à prendre en compte, comme expliqué par Harberger [1962].

Une façon d'expliquer la relation entre les coûts des facteurs de production et les prix est de faire appel au cadre théorique de la concurrence monopolistique entre plusieurs secteurs de l'économie³. Les conditions d'optimalité d'un programme classique du consommateur qui arbitre entre plusieurs produits s'écrivent $C_t(i) = (\frac{p_{it}}{p_t})^{-\theta} C_t$, où C_t est la consommation totale à t , $C_t(i)$ la part de la consommation consacrée au produit i , p_{it} le prix du produit i à t , p_t un indice de prix agrégé, et θ une mesure de la substituabilité entre produits. Les secteurs fixent leurs prix pour maximiser leurs profits (marge unitaire fois quantité vendue) et incorporent dans leur choix la réaction de la demande. Il s'agit donc de maximiser $(p_{it} - c_{it})C_t(\frac{p_{it}}{p_t})^{-\theta}$, où c_{it} est le coût de production unitaire. Le prix optimal s'écrit alors : $p_{it} = \frac{\theta}{\theta-1} \times c_{it}$. Ce modèle très simple permet d'exhiber un cadre où le prix sectoriel est proportionnel au coût unitaire de production, et où l'on s'attendrait à ce qu'une variation de coût se répercute dans les prix. Il permet également d'illustrer que la répercussion optimale d'une baisse de coût dépend du pouvoir de marché vis-à-vis des consommateurs (via le degré de substituabilité entre produits, θ). Il convient cependant de préciser que le coût unitaire est une quantité mixte qui incorpore le coût du travail, la consommation intermédiaire, et le coût du capital, et qu'en particulier, il peut exister des effets de second tour d'une baisse de coût du travail via les consommations intermédiaires intersectorielles. Dans la suite, l'exposition au CICE sera mesurée comme une baisse de coût du travail (via la masse salariale) ou comme une baisse des charges d'exploitation, et les effets de second tour seront dans un premier temps négligés, dans le sens où le montant de CICE ne viendra réduire les coûts que du seul secteur qui l'a effectivement perçu.

Les études empiriques sur la répercussion des coûts dans les prix peuvent concerner les impôts et taxes, le salaire minimum ou les coûts de production. Il est à noter qu'une littérature empirique extensive étudie la répercussion des fluctuations des taux de change monétaires dans les prix. Ces études se

1. Une branche (ou branche d'activité) regroupe des unités de production homogènes, c'est-à-dire qui fabriquent des produits (ou produisent des services) qui appartiennent au même item de la nomenclature d'activité économique considérée

2. Un secteur regroupe des entreprises classées selon leur activité principale

3. pour une présentation plus complète, voir par exemple Midrigan [2011]

distinguent selon que la stratégie d'estimation est structurelle ou en forme réduite. Les études structurelles se restreignent généralement sur un seul secteur par étude, pour pouvoir identifier précisément les acteurs de marché, la structure des coûts, les caractéristiques de la demande etc. Citons en exemple le marché du fromage aux Etats Unis avec Kim and Cotterill [2008]. Se concentrer sur un secteur permet également d'étudier finement la structure des coûts (dépendance aux matières premières par exemple) et ainsi d'appliquer une analyse coûts-prix : on explique le prix d'un produit par le prix de ses facteurs de production (capital, travail, consommation intermédiaire). C'est par exemple la méthode utilisée par Alexeeva-Talebi [2011] pour évaluer la répercussion des variations des cours du pétrole brut pour les secteurs du raffinage en Europe.

Les estimations en forme réduite quant à elles visent généralement à produire des estimations sur le secteur marchand dans son ensemble. Ces stratégies sont largement utilisées pour l'étude de l'incidence fiscale. Les économètres utilisent la variabilité des taux d'imposition induite par les augmentations et allègements de TVA ou les relèvements de salaire minimum, sur longue durée pour estimer les répercussions sur les prix. Avec ces méthodes, l'identification des paramètres repose essentiellement sur l'existence de modifications fiscales suffisamment fréquentes, et suffisamment variables au niveau de la date d'entrée en vigueur et de l'amplitude des chocs au sein des pays et des produits considérés. On peut notamment citer Carbonnier [2007] pour la TVA en France à la fin des années 90, ainsi qu'une équipe du FMI, Benedek et al. [2015], pour la TVA en Europe sur une étendue temporelle plus longue, ou Aaronson [2001] pour la répercussion du salaire minimum dans les prix à la restauration au Etats-Unis. Ces méthodes en forme réduite n'incluent généralement pas de facteurs explicatifs spécifiques, puisqu'elles visent à couvrir des gammes de produits extrêmement diversifiés, et leur préfèrent des effets fixes sectoriels, géographiques et temporels.

Ces deux types de méthodes empiriques sont cependant difficilement adaptables à notre cas. L'utilisation de méthodes structurelles est impossible vu l'objectif de couverture de champ des prix à la production dans la sphère marchande. L'estimation des équations en forme réduite serait également hasardeuse compte tenu de la faible variabilité temporelle du CICE d'une part, et de la difficulté à dater précisément le CICE d'autre part. Les modèles à facteurs constituent une alternative à ces spécifications. Ces modèles sont une extension des modèles d'économétrie linéaire des données de panel avec effets fixes individuels et temporels. Plus précisément, les modèles à facteurs permettent que les chocs temporels inobservés n'affectent pas de la même manière tous les individus. Ainsi, ils relâchent la double hypothèse qui sous-tend les modèles à effets fixes temporels et individuels : les chocs temporels ne sont pas constants en coupe et les chocs individuels sont autorisés à varier dans le temps aux travers de tendances communes. Typiquement, 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.

Les modèles à facteurs sont couramment utilisés par les macroéconomistes. Ils peuvent permettre de construire des indicateurs macroéconomiques résumant une information multidimensionnelle, par exemple pour l'analyse de la conjoncture. Cornec and Deperraz [2006] se servent d'un modèle à facteurs pour construire l'indicateur du climat des affaires en France; et Cristadoro et al. [2005] pour construire un indicateur d'inflation structurelle dans la zone euro. Le modèle à facteurs statiques de Stock and Watson [1989] et Stock and Watson [2002], ainsi que le modèle à facteurs dynamiques Forni et al. [2012] donnent de meilleurs résultats que les modèles autoregressifs. Dans une perspective microéconométrique plus proche de la nôtre, Boutin et al. [2008] utilisent un modèle à facteurs statique pour estimer l'impact des fusions sur les prix à la production dans l'industrie en France. La contribution récente de Bai [2009] permet d'estimer conjointement les facteurs et l'effet de variables explicatives, possiblement corrélées aux facteurs.

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

En termes d'ordre de grandeur de l'effet attendu, les estimations des élasticités des prix au coût du travail dans la littérature sont variables. D'abord d'un point de vue théorique, dans le cadre du modèle très simple présenté *supra*, on peut montrer (voir par exemple Aaronson [2001]) qu'en concurrence monopolistique et avec une fonction de production sans substitution entre les facteurs de production, l'élasticité du prix de vente par rapport au coût d'un intrant est égal au poids de cet intrant dans les coûts totaux de production. A titre d'illustration, on présente en annexe D, table 12, la proportion du coût des intrants que représente la masse salariale sous 2.5 SMIC. La littérature empirique cherchant à mesurer l'effet du coût du travail sur les prix est essentiellement liée à l'effet du salaire minimum. Lemos [2008] passe en revue les études empiriques sur l'effet de salaire minimum sur les prix, aux Etats-Unis et dans certains pays en développement. Les élasticités sont généralement 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 prix du salaire minimum de l'ordre de 0.08 à 0.15, supérieure à celles des études américaines, ces différences provenant des différences de poids des salariés rémunérés au salaire minimum dans les coûts totaux des restaurants. Ces ordres de grandeur ne sont cependant pas directement comparables aux nôtres, puisque la part des salaires concernée par le salaire minimum est largement inférieure à l'assiette du CICE. Enfin, l'étude de l'OFCE pour France stratégie sur l'impact du CICE, Guillou et al. [2016], estime une élasticité des prix à l'export au coût du travail horaire de 0.3 pour les entreprises exportatrices, a priori plus exposées à la concurrence, élasticité très hétérogène suivant les produits.

La section 1 présente les données, dont la nature conditionne la méthode d'estimation. La section 2 détaille la procédure d'estimation. Les résultats de notre spécification de référence sont analysés dans la section 3. La section 4 discute ces résultats, mène des test de robustesse. La section 5 conclut.

1 Données

1.1 Variable dépendante : séries de prix

Les données de prix sont les indices de prix de production pour l'industrie et les services calculés par l'INSEE sur la base de l'enquête OPISE (Observation des prix de l'industrie et des services), réalisée auprès d'un échantillon de plus de 4 000 entreprises pour 27 000 séries de prix. Cette enquête est mensuelle dans l'industrie et trimestrielle dans les services. Ces séries individuelles permettent la construction des indices de prix aux différents niveaux de la Nomenclature des Activités Française (NAF). Le niveau 4 de la Classification des Produits Français (CPF) permet une correspondance immédiate avec le niveau

1. DONNÉES

4 de la NAF⁴.

Nous nous concentrons sur les indices de prix de production des entreprises. Les indices sont disponibles pour deux types de transaction :

- Les indices de prix de production à *prix de base*, qui correspondent au revenu du producteur, et qui sont comptabilisés hors impôts sur les produits, hors TVA, sans déduction sur les produits et en considérant les transactions intra-groupe.
- Les indices de prix de production à *prix de marché* qui correspondent au coût de commercialisation, et qui incluent les impôts sur les produits (toujours hors TVA), déduisent les subventions et excluent les transactions intra-groupes.

Nous choisissons d'utiliser les indices de prix à *prix de base* plutôt qu'à *prix de marché*. En effet, le concept de prix de base est plus proche de l'utilisation des facteurs de production. Par ailleurs, l'utilisation de l'indice à prix de marché ajouterait des perturbations difficiles à identifier correspondant à des taxes et des impôts spécifiques aux produits qu'il serait fastidieux de recenser.

Enfin, les prix de production dans les services sont aussi ventilés selon deux concepts⁵.

- Prix de production «Business to Business» (BtoB) dans les services, qui correspondent aux prix des prestations facturées à d'autres entreprises sur le marché français.
- Prix de production «Business to All» (BtoAll) dans les services. Il s'agit d'un indice agrégé qui comprend les transactions avec les entreprises, les ménages et sur les marchés extérieurs.

Outre le concept de prix, ces deux types d'indice diffèrent par la disponibilité temporelle des données. Nous reportons en annexe B, tableaux 10 et 11 les branches disponibles sous le concept BtoAll et non disponibles sous le concept BtoB et inversement. Dans la suite, on mènera systématiquement les estimations en distinguant le type de prix utilisés pour représenter les secteurs des services.

Dans la plupart des cas, les indices des agrégats sont disponibles au niveau CPF4 que nous pouvons faire coïncider avec un secteur ou une branche d'activité. Dans un certain nombre de cas, seules les séries au niveau 6 sont disponibles. Dans ces cas, nous avons choisi d'imputer la série au niveau 4 par la série au niveau 6 la plus longue.

Construction d'un indicateur de prix par secteur

Les séries de prix sont construites à partir de l'observation, dans les entreprises, des prix des produits, donc selon une logique de branche. Or, le crédit d'impôt est perçu par des entreprises, potentiellement multi-produits, sans contrainte sur son utilisation. Il est donc nécessaire d'effectuer une transformation des séries de prix pour créer un indicateur de prix sectoriel. L'opération de ventilation secteur/branche est effectuée par la comptabilité nationale à partir des données des enquêtes sectorielles du dispositif Esane (Enquête annuelle de production pour l'industrie, Enquêtes sectorielles annuelles pour les services aux entreprises, le commerce, la construction etc.). Les entreprises d'un secteur donné indiquent la répartition de leur chiffre d'affaires dans les différentes branches (i.e. dans les différents produits ou services vendus). Ces données de répartition du chiffre d'affaires par branche sont fournies par l'Insee⁶. 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 secteur⁷.

4. Les indices de prix des agrégats correspondant aux différents niveaux de la nomenclature dans notre étude sont des indices de Laspeyres chaînés annuellement en référence 2010, avec révision annuelle des pondérations

5. Les indices de prix dans l'industrie sont les agrégats correspondant aux transactions sur tous les marchés

6. A titre d'exemple, le secteur de la fabrication de gaz industriels (20.11) réalise 37 % de son chiffre d'affaires dans la branche de fabrication de gaz industriel, mais également 22 % dans la branche de commerce de gros de produits chimiques (46.75), et près de 9 % dans la branche de location et location-bail de machines et équipements (77.39)

7. Les indices de prix calculés par l'Insee au niveau 4 et supra étant des indices de Laspeyres *chaînés*, il n'est pas rigoureux de considérer la moyenne pondérée des indices des branches. Cependant, la *variation* de l'indice d'un secteur

Plus précisément, si on considère un secteur A , opérant dans les branches $i \in A$, on peut calculer π_A , l'indicateur de variation de prix du secteur A :

$$\pi_A = \sum_{i \in A} w_i \pi_i$$

avec :

$$w_i = \frac{CA_i}{\sum_{j \in A} CA_j}$$

avec CA_i le chiffre d'affaires réalisé par le secteur A dans la branche (le produit) i .

Trois précautions sont prises dans la construction de ces variables d'intérêt :

- Les données de prix n'existent pas pour toutes les branches. En particulier, il n'existe pas d'indice directement exploitable pour la construction ou le commerce de gros ou de détail. Le problème se pose notamment dans le cas des deux divisions de commerce, puisqu'un grand nombre de secteurs ont une activité commerciale. On se restreint alors à la moyenne pondérée pour les données de prix à disposition, en considérant donc $\pi_A = \frac{\sum_{i \in A} w_i \pi_i}{\sum_{i \in A} w_i}$.
- Inversement, les secteurs correspondant aux branches pour lesquelles il n'existe pas d'indice de prix peuvent avoir des activités dans des branches pour lesquelles les indices de prix existent. Aussi, pour éviter de construire des variations de prix sectorielles dénuées de sens économique, on choisit de ne conserver que les secteurs pour lesquels les prix des branches correspondantes sont disponibles.⁸
- La ventilation secteur branche est réalisée avec des enquêtes annuelles. Par conséquent, l'utilisation directe des poids issus des bases de ventilation risque d'introduire des ruptures sans réel sens économique dans la construction des indices de prix par secteur (de périodicité trimestrielle). On choisit donc de calculer ces poids sur toute la période de disponibilité des données de ventilation (2009-2014) :

$$w_i = \frac{\sum_{t=2009}^{2014} CA_{i,t}}{\sum_{t=2009}^{2014} \sum_{j \in A} CA_{j,t}}$$

Avec ces restrictions, nous parvenons à reconstituer 240 secteurs. Le taux de couverture moyen, c'est-à-dire la part du chiffre d'affaires d'un secteur couvert par les branches dont nous disposons de séries de prix varie s'élève à 87% et varie de 49% à 100%. Nous représentons en figure 1 le taux de couverture moyen des secteurs construits, regroupés au niveau A38 de la nomenclature. 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.

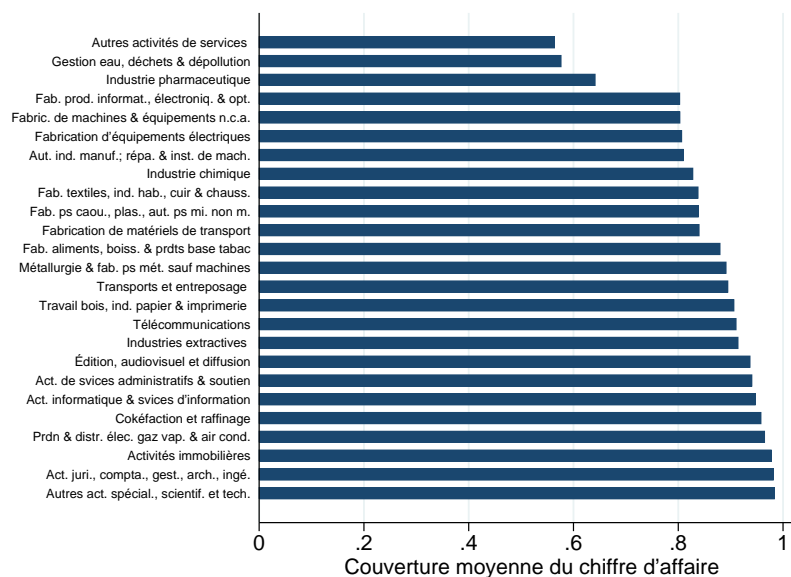
1.2 Variable explicative : le CICE

On construit un montant de créances liées au CICE, ainsi que des niveaux de coûts d'exploitation au niveau sectoriel.

La base Mouvement de Créances (MVC) fournit le montant de CICE par secteur au niveau classe (NAF à 4 chiffres) pour les années 2013 et 2014. Les Fichiers Approchés des Résultats d'Esane (FARE), regroupant notamment les liasses fiscales des entreprises, permettent de calculer les masses salariales et les charges d'exploitation sectorielles pour les deux années étudiées. En moyenne sur l'ensemble des secteurs (4 chiffres), le CICE représente en 2013 une baisse de 1,7 % en termes de masse salariale, et de

d'une période sur l'autre est égale à la somme pondérée des *variations* des indices des branches

8. Sans cette précaution, on représenterait la variation de prix du secteur "commerce de détail" (47) par celle de la branche "industries alimentaires" (10), alors même qu'elle ne représente que 1 % du CA du secteur



Lecture : Les indicateurs de prix des secteurs de la fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques ont été construits avec des séries de prix couvrant en moyenne 80% du chiffre d'affaires de ces secteurs

FIGURE 1 – Couverture des indicateurs de prix par secteur

0.4 % en terme de charges d'exploitation du secteur. La figure 4 en annexe représente la distribution de CICE sur masse salariale en 2013.

1.3 Statistiques descriptives

Nous présentons notre base de données en table 1, par secteur dans la nomenclature agrégée niveau A38. Pour chaque poste de cette nomenclature, nous reportons le nombre de secteurs fins pour lesquels nous avons pu construire un indicateur de prix (Nb). Pour la variable de traitement, le montant en millions d'euros des créances liées au CICE en 2013 et 2014; la part de ces créances dans la masse salariale (CICE/Masse salariale) et dans le total des charges d'exploitation (CICE/Charges) pour l'année 2013. Pour les données de prix, les étendues temporelles avec les dates minimales et maximales de début de ces séries (Disponibilité, Min et Max) et les variations trimestrielles de prix moyennes ainsi que leurs écarts-types moyens, pour les périodes antérieures à la mise en place du CICE⁹ (2005 - 2012), et postérieures à celui-ci (2013 - 2014).

Par exemple, pour le secteur agrégé de la fabrication d'aliments, de boissons et de produits à base de tabac, nous disposons de 31 secteurs fins, correspondant à des séries de prix commençant au plus tôt au premier trimestre 2005 et au plus tard au premier trimestre 2007. Ce secteur a reçu 406 millions d'euros de créances au titre du CICE en 2013. Jusqu'en 2012, l'inflation moyenne du secteur était de 1.04 % par trimestre, et de -0.21 % de 2013 à 2014. Les données ainsi construites représentent un champ qui couvre moins de la moitié des créances CICE en 2013. Ce défaut de couverture s'explique essentiellement par l'absence des secteurs du commerce et de la construction. Notons enfin que les secteurs agrégés les plus bénéficiaires (en volume) du CICE sont représentés par un nombre satisfaisant de secteurs fins.

9. En retirant l'année 2009, qui présente une forte baisse des prix liée à la crise

TABLE 1 – Données utilisées : statistiques descriptives

Secteur agrégé	Nb	CICE		CICE/MS		CICE/Charges		Disponibilité		Variation trimestrielle des prix			
		2013	2014	2013		2013		min	max	2005 - 2012*		2013 - 2014	
		Total M €	Total M €	Moy. %	Ec.-ty %	Moy. %	Ec.-ty %			Moy. %	Ec.-ty %	Moy. %	Ec.-ty %
Industries extractives	3	20	28	1,79	0,30	0,35	0,02	2005q1	2011q1	0,83	1,85	0,31	1,11
Fab. aliments, boiss. & prdts base tabac	31	406	588	1,70	0,56	0,23	0,14	2005q1	2007q1	1,04	2,89	-0,21	1,92
Fab. textiles, ind. hab., cuir & chauss.	15	75	107	2,07	0,23	0,46	0,12	2005q1	2011q1	0,41	2,02	0,62	2,65
Travail bois, ind. papier & imprimerie	14	160	222	2,10	0,30	0,52	0,24	2005q1	2010q1	0,43	1,46	0,09	1,15
Cokéfaction et raffinage	1	5	6	0,47	-	0,01	-	2005q1	2005q1	3,93	11,24	-2,27	3,27
Industrie chimique	15	98	149	1,12	0,39	0,19	0,12	2005q1	2010q1	1,44	3,87	-0,54	2,61
Industrie pharmaceutique	1	47	65	0,92	-	0,14	-	2005q1	2005q1	-0,73	0,96	-1,16	1,19
Fab. ps caou., plas., aut. ps mi. non m.	20	191	276	1,80	0,46	0,44	0,19	2005q1	2005q1	0,53	1,46	0,01	1,25
Métallurgie & fab. ps mét. sauf machines	22	320	448	2,01	0,52	0,48	0,22	2005q1	2010q1	1,06	4,05	-0,17	1,75
Fab. prod. informat., électroniq. & opt.	4	50	76	0,70	0,28	0,19	0,10	2005q1	2011q1	-0,18	2,36	-0,48	1,82
Fabrication d'équipements électriques	8	81	125	1,66	0,35	0,36	0,10	2005q1	2011q1	0,64	2,07	0,12	1,15
Fabric. de machines & équipements n.c.a.	14	136	199	1,54	0,33	0,34	0,10	2005q1	2005q1	0,41	1,10	0,25	1,17
Fabrication de matériels de transport	6	117	164	1,80	0,66	0,35	0,16	2005q1	2006q1	0,33	0,87	0,04	0,67
Aut. ind. manuf. ; répa. & inst. de mach.	14	156	226	1,90	0,41	0,52	0,22	2005q1	2011q1	0,60	1,88	0,28	1,10
Prdn & distr. élec. gaz vap. & air cond.	1	3	7	0,40	-	0,01	-	2005q1	2005q1	3,58	4,00	-0,88	4,69
Gestion eau, déchets & dépollution	1	32	46	1,77	-	0,32	-	2005q1	2005q1	0,48	0,44	0,11	0,78
Transports et entreposage	10	671	966	1,82	0,69	0,61	0,38	2005q1	2006q1	0,47	4,26	0,38	2,57
Hébergement et restauration	7	553	817	2,28	0,19	0,69	0,24	2005q1	2005q1	1,29	12,04	1,56	13,98
Édition, audiovisuel et diffusion	7	60	87	1,18	0,46	0,25	0,11	2008q1	2011q1	0,09	2,80	0,00	3,13
Télécommunications	4	102	144	0,80	0,51	0,16	0,14	2007q1	2007q1	-0,18	1,73	-1,10	2,25
Act. informatique & svices d'information	6	239	378	1,07	0,39	0,44	0,12	2005q1	2011q1	-0,07	1,25	0,08	0,80
Activités immobilières	3	88	150	1,28	0,36	0,50	0,33	2005q1	2010q1	0,42	0,86	0,13	0,72
Act. juri., compta., gest., arch., ingé.	7	481	715	1,25	0,33	0,58	0,19	2005q1	2006q1	0,35	1,06	0,00	0,78
Autres act. spéc., scientif. et tech.	4	80	121	1,35	0,36	0,43	0,20	2005q1	2006q1	0,18	3,89	-0,18	4,35
Act. de svices administratifs & soutien	21	1086	1579	2,00	0,57	0,88	0,66	2005q1	2011q1	0,28	1,41	0,21	1,91
Autres activités de services	1	12	21	1,28	-	0,37	-	2005q1	2005q1	0,30	1,51	0,10	0,32
Ensemble	240	5721	7710	1,70	0,58	0,44	0,32			0,7	3,5	0,0	3,1

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

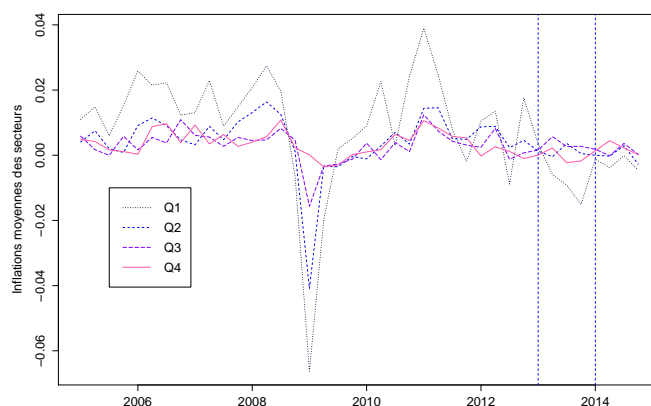
Champ : 240 secteurs retenus dans l'analyse

Le champ n'est pas exhaustif de l'ensemble de l'économie. Les montants de CICE reportés ne correspondent pas à l'intégralité des créances perçues mais aux créances MVC (IS seul) touchées par les entreprises dans le champ de FARE, dont le secteur appartient au champ

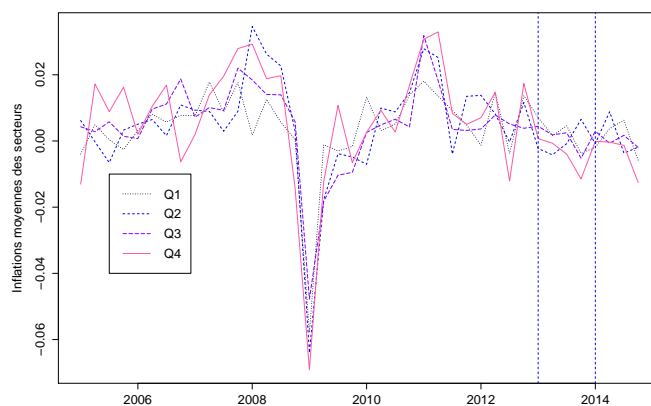
* L'année 2009 est exclue

1. DONNÉES

On représente également en figure 2 les variations trimestrielles de prix entre 2005 et 2014, en fonction du degré d'exposition au CICE, déterminé par le quantile du ratio CICE sur masse salariale en 2013 (Q1 : les moins bénéficiaires, Q4 : les plus bénéficiaires).



(a) Industrie



(b) Services

Sources : Insee - Opise; MVC; FARE; Calcul des auteurs

FIGURE 2 – Variation trimestrielle de prix moyenne dans l'industrie et les services, par quantile d'exposition au CICE (CICE/Total des Charges)

Dans l'industrie, on n'observe pas de baisse de prix remarquable dans les secteurs exposés au CICE. Sur la période 2013 – 2014, ce sont au contraire les secteurs les moins exposés au CICE, c'est-à-dire la cokéfaction et le raffinage, et les industries chimiques et pharmaceutiques qui ont vu leurs prix baisser le plus, en raison de la baisse du prix du pétrole et de la tendance antérieure de baisse des prix dans l'industrie pharmaceutique. Les secteurs les plus exposés, c'est-à-dire les industries textiles, de papeterie ou certains secteurs métallurgiques ne se distinguent pas des secteurs des deuxièmes et troisièmes quartiles en ce qui concerne les variations de prix. En revanche, dans les services, on peut déceler une baisse de prix

plus forte pour le quartile de secteurs les plus exposés au CICE, c'est-à-dire les services de soutien administratifs aux entreprises (notamment les agences d'intérim), les services d'entretien ou de nettoyage, ou encore la restauration. C'est également le cas, dans une moindre mesure, pour le troisième quartile, qui regroupe notamment plusieurs services de location (machines, équipement, matériel de transport). Les secteurs les moins bénéficiaires, comme l'édition, les activités informatiques, ou de conseil, ne se distinguent pas particulièrement.

2 Méthode

2.1 Modèle à facteurs

Les évolutions de prix précédentes ne tiennent cependant pas compte de l'hétérogénéité des comportements des prix. Dans l'industrie, certains secteurs affichent une tendance nette à la hausse (fabrication de boissons, travail du bois, autres industries manufacturières), ou à la baisse (pharmacie, produits informatiques). D'autres sont sans tendance marquée (métallurgie, habillement). Les secteurs du raffinage et cokéfaction ainsi que les industries chimiques sont très dépendantes du prix du pétrole. Enfin, la production d'électricité et de gaz affiche un profil saisonnier à partir de 2013. Dans les services, un grand nombre de secteurs (transports, entreposage, édition, programmation, activités liées à l'emploi...) montrent une tendance plus ou moins marquée à la hausse. L'hébergement et le secteur de la publicité et des études de marché présentent des caractères saisonniers opposés. Enfin, certains secteurs présentent un profil atypique : large baisse des prix en 2012 pour le secteur des télécommunications liée à l'arrivée d'un quatrième opérateur de téléphonie mobile sur le marché ; large hausse des prix pour le transport par eau et fluctuations sans tendance claire pour le transport aérien.

Pour contrôler ces différences de comportement de fixation de prix, l'approche retenue est un modèle à facteurs linéaires pour représenter les inflations sectorielles trimestrielles. Ce modèle s'apparente à une méthode de différence-en-différence où le contrefactuel tient compte de l'hétérogénéité des tendances entre les secteurs. Le modèle s'écrit, pour une activité 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 du secteur i entre les trimestres t et $t-1$. C_{it} est la réduction de coûts imputable au CICE, mesurée en pourcentage de masse salariale ou de charges totales d'exploitation, le vecteur F_t représente R chocs macroéconomiques à la date t reflétant par exemple les chocs de demande, la variation des prix de l'énergie, les crises financières, les chocs technologiques, ou des mouvements saisonniers. Ces chocs sont communs mais affectent les différents secteurs différemment. Le vecteur λ_i représente cette dépendance des prix du secteur i aux R chocs communs contenus dans F_t . Enfin, ϵ_{it} est une perturbation idiosyncratique.

Le choix du nombre de facteurs R dans le modèle est délicat : nous présentons les résultats pour le nombre de facteurs résultants du test de Bai and Ng [2002], et explicitons la sensibilité des résultats au choix du nombre de facteurs. Ce test, à l'image des critères d'information type Akaike, est le résultat d'un arbitrage entre le degré d'ajustement du modèle aux données et le nombre de paramètres.

La procédure consiste donc à estimer conjointement l'effet β de la réduction de coûts sur les prix, les $T * R$ facteurs temporels communs F_{tk} et les $N * R$ facteurs sectoriels λ_{ik} fixes dans le temps. Le paramètre β est estimé en minimisant l'erreur quadratique, sous deux contraintes d'identification.

2. MÉTHODE

Formellement, en considérant $C_i = (C_{i1}, \dots, C_{iT})$ 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 $k \in [1, R]$:

$$(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\lambda}) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\pi_{it} - C_{it}\beta - \lambda_i' F_t)^2 \quad (2)$$

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

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

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.

2.2 Spécification de la variable de traitement

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

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

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

où

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

C'est une manière souple d'estimer l'effet annuel, $\beta = \sum_{k=0}^3 \beta_k$, proposée entre autres par Benedek et al. (2015). Les deux chocs datés aux T1 sont les variations relatives de coûts salariaux (quand Coût est la masse salariale), ce qui permet d'interpréter β comme une élasticité. Si l'on note $MS_{i,n}$ les coûts salariaux l'année n , la variation due au CICE peut s'approcher par $\Delta \ln MS_{i,n} \simeq \frac{\text{CICE}_{i,n} - \text{CICE}_{i,n-1}}{MS_{i,n}}$. D'où, l'élasticité $\frac{\Delta \ln p_{i,n}}{\Delta \ln MS_{i,n}} \simeq \beta$.

Concrètement, pour un secteur qui n'emploierait que des salariés rémunérés au-dessous de 2,5 SMIC et qui ne modifierait pas les salaires, 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 de ce secteur ne baisserait pas puisque le dispositif est maintenu à 6% de la masse salariale au-dessous de 2,5 SMIC.

Pour évaluer la robustesse des résultats, on considère également un test placebo en attribuant à chaque secteur la variation de coûts liée au CICE observée en 2013 et 2014 aux années 2011 et 2012. Dit autrement, on fait comme si le CICE avait été mis en place en 2011. Un coefficient β_{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 au secteurs plus exposés au CICE. Les tests placebo sur les années encore antérieures conduisent à exclure une proportion trop importante des données et en particulier les secteurs des services, dont les séries commencent en fin de période (il faut en particulier que la série soit présente à minima sur les deux années de traitement).

3 Résultats

3.1 Approche par secteur : effet moyen

L'estimation portant sur le champ des secteurs industriels et services BtoAll suggère un effet de la mise en place du CICE sur les évolutions de prix. Nous reportons dans le tableau 2 le résultat de l'estimation menée en modifiant le champ des secteurs (BtoAll ou BtoB pour les services) et la variable de traitement (En variation de coûts salariaux, de coûts totaux et le test placebo), pour le nombre de facteurs optimal proposé par Bai and Ng [2002]. Ce choix de spécification est suggéré par le test de sélection du nombre optimal de facteur fondé sur un critère d'information.

TABLE 2 – Résultats de l'approche par secteur

$\beta = \sum_{k=0}^3 \beta_k$	std(β)		C_{it}	Facteurs	Marché	Champ
-0.283	0.139	**	CICE/MS	5*	btoall	Industrie + Services (1)
-0.543	0.429		CICE/Charges	5*	btoall	Industrie + Services (1)
0.105	0.303		placebo	5*	btoall	Industrie + Services (1)
0.121	0.152		CICE/MS	4*	btob	Industrie + Services (2)
0.266	0.460		CICE/Charges	4*	btob	Industrie + Services (2)
0.076	0.330		placebo	4*	btob	Industrie + Services (2)

5* : Nombre de facteurs optimal selon le test Bai and Ng [2002] - Horizon : 2005-2014

Champ Services (1) : services actifs en BtoAll, avec l'industrie, 240 secteurs 4 chiffres

Champ Services (2) : services actifs en BtoB, avec l'industrie, 226 secteurs 4 chiffres

En gras, l'estimation de référence

L'estimé $\hat{\beta}$ de l'effet du CICE est négatif pour tous les choix de nombres de facteurs. Cependant, sa significativité est très sensible au choix du nombre de facteurs, avec un effet qui peut être divisé par 3 (6 facteurs), ou par 2 (8 facteurs), ou du même ordre (2 facteurs). Dans la spécification retenue, l'effet est significatif pour le marché BtoAll, c'est-à-dire qui inclut certains services très bénéficiaires comme le transport et l'hébergement-restauration (voire en annexe D fig.4, qui situe les secteurs actifs en BtoAll absent en BtoB dans la distribution des bénéficiaires). En revanche, quand les prix des services sont des prix BtoB, la significativité disparaît pour le choix dicté par le test. Le test placebo n'est pas significatif, ceci quel que soit le nombre de facteurs.

Si l'on considère le profil des coefficients retardés, l'effet semble se situer au T1 (table 3). Toutefois, il apparaît difficile d'interpréter les profils car les tests placebo pour les coefficients pris individuellement sont souvent significatifs.

TABLE 3 – Résultats de l'approche par secteur - profil

Industrie + Services (1)											
β_0	std		β_1	std	β_2	std	β_3	std	T_{it}	Facteurs	Marché
-0.142	0.063	**	-0.024	0.063	-0.109	0.068	-0.008	0.067	CICE/MS	5	btoall
-0.268	0.199		0.029	0.198	-0.315	0.215	0.012	0.211	CICE/Charges	5	btoall
0.217	0.148		0.403	0.148	***	-0.369	0.157	**	placebo	5	btoall

5 : Nombre de facteurs optimal selon le test Bai and Ng [2002] - Horizon : 2005-2014

Champ Services (1) : services actifs en BtoAll, avec l'industrie, 240 secteurs 4 chiffres

3. RÉSULTATS

Si l'on admet que l'on peut s'attendre à une élasticité du prix au coût d'un intrant correspondant à la part de cet intrant dans les coûts de production, l'intrant correspondant ici au travail rémunéré au dessous de 2,5 SMIC, on peut calculer des élasticités «théoriques» par secteur. Avec les données de l'ACOSS et de FARE, ces élasticités théoriques (tableau 12 en annexe D) varient de 0.3 % pour la cokéfaction et le raffinage, à 45% pour les activités de services administratifs, pour une moyenne de 14 % sur le champ considéré. Les valeurs estimées par le modèle à facteurs sont donc assez fortement supérieures aux valeurs théoriques attendues. Cependant, cet écart est à mettre en regard avec les écarts-types importants des paramètres estimés.

3.2 Hétérogénéité de l'effet

Les résultats présentés *supra* captent un effet moyen sur tous les secteurs du champ de la réduction des coûts liée au CICE sur les prix, qui est en fait hétérogène suivant plusieurs dimensions. Nous distinguons des groupes de secteurs, selon qu'ils correspondent à des activités industrielles ou de services d'une part, et selon un indicateur de distance à la consommation finale, qui positionne les secteurs en *amont* ou en *aval* de la chaîne de production d'autre part.

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 finale¹⁰. 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 présentons quelques exemples en table 5, et la distribution des distances en table 4.

TABLE 4 – Position dans la chaîne de production - Méthode Antràs et al. [2012] - Dans l'ensemble de l'économie au niveau A129 et sur les 240 secteurs A675 du champ de l'étude

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	Nobs
A129	1	1.551	2.512	2.615	3.383	6.282	125
A675 (champ de l'étude)	1.066	2.190	2.995	3.045	3.696	6136	240
- dont Industrie	1.240	2.131	2.976	3.062	3.820	5.136	170
- dont Services	1.066	1.671	2.379	2.328	2.832	3.541	70

Sources : INSEE, Tableau des entrées intermédiaires ; Calcul des auteurs

Note : on attribue à un secteur fin (4 chiffres) la même distance à la consommation finale que le secteur agrégé dans lequel il est inclus

On peut alors définir J groupes de secteurs, et estimer :

$$\pi_{it} = \Delta \ln(p_{it}) = \sum_{j=1}^J \sum_{k=0}^3 \beta_k^j 1_{i \in j} C_{i,t-k} + \lambda_i' F_t + \epsilon_{it}$$

où j est le groupe auquel le secteur i appartient. Les coefficients estimés $\hat{\beta}^j$ peuvent alors être compris comme les effets du CICE sur les prix au sein des secteurs appartenant à j .

Pour chaque variable de traitement (CICE/Masse salariale, CICE/Charges et le placebo), on estime trois modèles. L'un en différenciant les secteurs selon qu'ils sont en *amont* ou en *aval* de la chaîne de

10. Un bref résumé de la méthode est disponible en annexe C.

3. RÉSULTATS

TABLE 5 – Position dans la chaîne de production des secteurs du champ : les 15 secteurs les plus proches du bien final et les 15 secteurs les plus en amont de la chaîne de production

	A 129	A675	Distance
Transports par eau	H50Z	2	1.066
Fabrication de produits à base de tabac	C12Z	1	1.24
Autres transports terrestres de voyageurs	H49B	3	1.352
Construction de locomotives et d'autre matériel ferroviaire roulant	C30B	1	1.365
Fabrication de matériels de transport n.c.a.	C30E	1	1.439
Transformation et conservation de fruits et légumes	C10C	2	1.465
Construction de véhicules automobiles, carrosseries et remorques	C29A	2	1.491
Transports ferroviaires	H49A	1	1.524
Restauration	I56Z	3	1.551
Édition	J58Z	4	1.596
Transports aériens	H51Z	1	1.645
Hébergement	I55Z	4	1.657
Transformation et conservation de la viande	C10A	3	1.678
Programmation, conseil et autres activités informatiques	J62Z	3	1.712
Transports routiers de fret et par conduites	H49C	1	1.741
Fabrication de verre et d'articles en verre	C23A	3	3.812
Fabrication d'ordinateurs et d'équipements périphériques	C27B	6	3.841
Fabrication de savons, de produits d'entretien et de parfums	C20B	2	3.975
Fabrication de machines et équipements d'usage général	C28A	9	4.045
Fabrication de réservoirs, citernes et conteneurs métalliques, générateurs de vapeur	C25B	2	4.089
Fabrication de produits en caoutchouc	C22A	1	4.226
Fabrication de pâte à papier, de papier et de carton	C17A	1	4.31
Fabrication de composants et cartes électroniques	C26A	1	4.417
Fabrication de coutellerie, d'outillage, de quincaillerie et d'autres ouvrages en métaux	C25E	6	4.497
Production de métaux précieux et d'autres métaux non ferreux	C24B	4	4.543
Sidérurgie et première transformation de l'acier	C24A	2	4.693
Autres industries extractives	B08Z	3	4.704
Fabrication de produits chimiques de base, produits azotés, engrais, matières plastiques, caoutchouc synthétique	C20A	7	5.055
Fabrication d'autres produits chimiques et de fibres artificielles ou synthétiques	C20C	6	5.122
Fabrication d'instruments et d'appareils de mesure, d'essai et de navigation ; horlogerie	C26E	1	5.136

Sources : INSEE, Tableau des entrées intermédiaires ; Calcul des auteurs

production (6.1), le second en différenciant les secteurs de l'industrie et les services (6.2), et le troisième en prenant en compte ces deux dimensions (6.3). Les résultats de ces estimations sont présentés en table 6, avec l'estimation de référence pour l'effet moyen, à titre de comparaison.

Avec la spécification (6.1), il apparaît que l'effet du CICE sur les prix est plus marqué dans les secteurs en amont, c'est à dire ceux dont la production est relativement plus utilisée comme consommation intermédiaire par les entreprises. Il apparaît également avec la spécification (6.3) que ce sont les secteurs amont industriels plutôt que de services qui sont à l'origine de l'effet marqué des secteurs amont. De la même manière, c'est surtout dans les services aval que l'effet à la baisse est le plus marqué, alors que le CICE aurait eu un effet très fort de hausse de prix dans les secteurs industriels aval, même si le test placebo indique qu'il existait déjà en 2011 et 2012 une tendance à la hausse des prix dans ces secteurs. Ces différences de comportement entre secteurs amont et aval et/ou industriels et de services expliquent probablement en partie la non significativité de l'effet obtenu en distinguant simplement les secteurs de l'industrie et ceux des services (6.2).

Ces résultats peuvent être confirmés par des analyses menées séparément sur les groupes de secteurs définis présentés en table 7. La spécification (7.1), menée sur les seuls secteurs industriels confirme un effet moyen nul du CICE sur les prix dans l'industrie, avec cependant un effet significatif à la baisse pour les secteurs industriels amont (7.2), et un effet nul en aval. Ces analyses séparées permettent également de rendre compte des différences de l'effet moyen du traitement (voir table 2) selon que les prix des services étaient mesurés en BtoAll ou en BtoB. Un effet négatif ressort dans les services s'adressant à l'ensemble des marchés, surtout en proportion de la masse salariale (spécification (7.4)). Aucun effet significatif n'apparaît dans les services sur les marchés d'entreprises à entreprises (BtoB, (7.5)). L'effet négatif dans les services sur les marchés BtoAll disparaît quand on restreint le champ aux secteurs à la fois actifs en BtoB et en BtoAll, suggérant que l'effet négatif est porté par les secteurs très bénéficiaires qui font partie du champ BtoAll sans opérer en BtoB (transport, hébergement-restauration, activité de location-bail), plus que par une différence de comportement de fixation des prix entre les deux types de marché. En revanche, les résultats sont sensibles au choix du nombre de facteurs.¹¹ Enfin, l'estimation

11. L'effet est significativement négatif pour les services en BtoAll en CICE/MS pour 4 à 7 facteurs, en CICE/Charges

3. RÉSULTATS

TABLE 6 – Hétérogénéité du traitement - Modèles interagis

	CICE/MS	CICE/Charges	Placebo	Nombre de secteurs
Ensemble	-0.283** (0.139)	-0.543 (0.429)	0.105 (0.303)	240
(6.1) Amont	-0.508*** (0.184)	-1.075* (0.579)	0.419 (0.422)	118
Aval	-0.050 (0.182)	0.023 (0.582)	0.603 (0.406)	121
(6.2) Industrie	-0,252 (-0,16)	-0,911 (-0,658)	0,200 (-0,374)	170
Services	-0,358 (-0,232)	-0,316 (-0,526)	-0,042 (-0,485)	69
(6.3) Industrie amont	-0,563*** (0,195)	-1,971** (0,781)	-0,534 (0,451)	105
Industrie aval	0,260 (0,195)	1,400* (0,781)	1,558*** (0,451)	65
Services amont	-0,011 (0,489)	0,050 (0,832)	0,883 (1,131)	13
Services aval	-0,451* (0,263)	-0,543 (0,671)	-0,262 (0,551)	56

Champ : secteurs industrie et services BtoAll

Note : Le nombre de secteurs reporté correspond au nombre de secteurs dans les groupes

Le nombre total de secteurs dans l'estimation est donc égal à la somme des nombres reportés par spécification.

menée sur les 56 secteurs de service aval (7.6) explique en partie l'effet moyen dans les services et confirme le résultat de la spécification (6.3).

A ce stade, l'analyse tend à indiquer que l'industrie en amont de la chaîne de production, ainsi que les services les plus exposés au CICE sont les plus concernés par la baisse de prix relative. Toutefois, il semble difficile de conclure sur l'effet infra-annuel compte tenu des tests placebo. De plus, des analyses de robustesse complémentaires (voir section 4) soulignent la fragilité de ces résultats.

pour 5 à 6 facteurs.

3. RÉSULTATS

TABLE 7 – Résultats de l’approche par secteur : Hétérogénéité par analyse séparée

	$\beta = \sum_{k=0}^3 \beta_k$	std(β)		C_{it}	Facteurs	Marché	Champ
(7.1)	0.036	0.178		CICE/MS	5	-	Industrie
	-0.196	0.714		CICE/Charges	5	-	Industrie
	0.054	0.393		placebo	5	-	Industrie
(7.2)	-0.416	0.204	**	CICE/MS	5	-	Industrie amont
	-1.555	0.791	**	CICE/Charges	5	-	Industrie amont
	-0.242	0.472		placebo	5	-	Industrie amont
(7.3)	0.097	0.260		CICE/MS	5	-	Industrie aval
	0.327	1.134		CICE/Charges	5	-	Industrie aval
	0.088	0.559		placebo	5	-	Industrie aval
(7.4)	-0.356	0.136	**	CICE/MS	5	btoall	Services (1)
	-0.603	0.315	*	CICE/Charges	5	btoall	Services (1)
	0.017	0.274		placebo	5	btoall	Services (1)
(7.5)	0.054	0.190		CICE/MS	5	btob	Services (2)
	0.199	0.365		CICE/Charges	5	btob	Services (2)
	-0.097	0.366		placebo	5	btob	Services (2)
(7.6)	-0.326	0.150	**	CICE/MS	5	btoall	Services (1) aval
	-0.507	0.384		CICE/Charges	5	btoall	Services (1) aval
	-0.001	0.294		placebo	5	btoall	Services (1) aval

Horizon : 2005 – 2014 – Industrie : 170 secteurs 4 chiffres

Champ Services (1) : services actifs en BtoAll, 70 secteurs 4 chiffres

Champ Services (2) : services actifs en BtoB, 56 secteurs 4 chiffres

Industrie amont : 105 secteurs ; Industrie aval : 65 secteurs ; Services aval : 56 secteurs

3.3 Facteurs

Les facteurs inobservés F_t , estimés avec la spécification de référence¹² témoignent des co-variations des indices de prix. Ces facteurs sont identifiés à une rotation près et ils ne peuvent à strictement parler s'interpréter séparément. Toutefois, à partir de leur similarité avec certaines séries macroéconomiques, une interprétation cohérente se dégage, comme l'illustre la figure 3. Les deux premiers facteurs capturent des schémas de saisonnalité. Le premier (3a) exprime un schéma de saisonnalité qui correspond aux séries de prix disponibles à partir de 2011. Il est commun par exemple aux prix des vêtements (1413, 1414, 1439) et aux prix de locations des articles de sport et loisirs (7721). Le deuxième (3b) rapproche d'autres activités saisonnières comme l'hébergement (5520, 5530) et la régie publicitaire de médias (7312). Une combinaison linéaire des troisième et quatrième facteurs (3c) reproduit les variations du prix du pétrole. A noter que ces deux facteurs ont des poids importants dans les séries du raffinage (1920), du transport maritime et aérien de fret (5020, 5121) et de certains produits de la chimie (2017, 2015). De la même manière, une combinaison linéaire des quatrième et cinquième facteurs (3d) semble bien représenter les variations de prix très volatiles dans les industries agro-alimentaires, notamment après 2009. On représente également les variations trimestrielles de l'indice des prix des produits agricoles à la production (IPPAP). Les tendances sont similaires, bien que la combinaison linéaire des facteurs ne rende pas bien compte des fluctuations autour de la tendance.

Le contrefactuel ainsi construit semble bien capter les évolutions conjointes des indices et, dans le même temps, est capable de bien reproduire l'hétérogénéité de leurs évolutions. Pour mesurer le pouvoir explicatif des facteurs, on considère la part de la variance des π_{it} du secteur i expliquée par les facteurs, qu'on présente en annexe D, figure 8. Sans surprise, ce sont les séries de prix des secteurs qui étaient les mieux représentées par les facteurs qui sont le mieux reproduites. Parmi elles, les industries agro-alimentaires (10), la cokéfaction et le raffinage (19), le transport par eau et aérien (50 et 51), et l'hébergement (55). A l'inverse, le secteur de l'industrie pharmaceutique (21, représenté uniquement par le secteur de la fabrication de préparations pharmaceutiques) est mal prédit, avec seulement 2 % de variance expliquée par les facteurs. Les cinq facteurs retenus ne peuvent pas expliquer les variations particulièrement chaotiques des prix du secteur. Pour donner une meilleure illustration, on reporte en annexe D, figure 9 la comparaison des séries de prix réelles et prédites par les facteurs pour les secteurs appartenant aux industries chimiques (variance expliquée moyenne de 37 %).

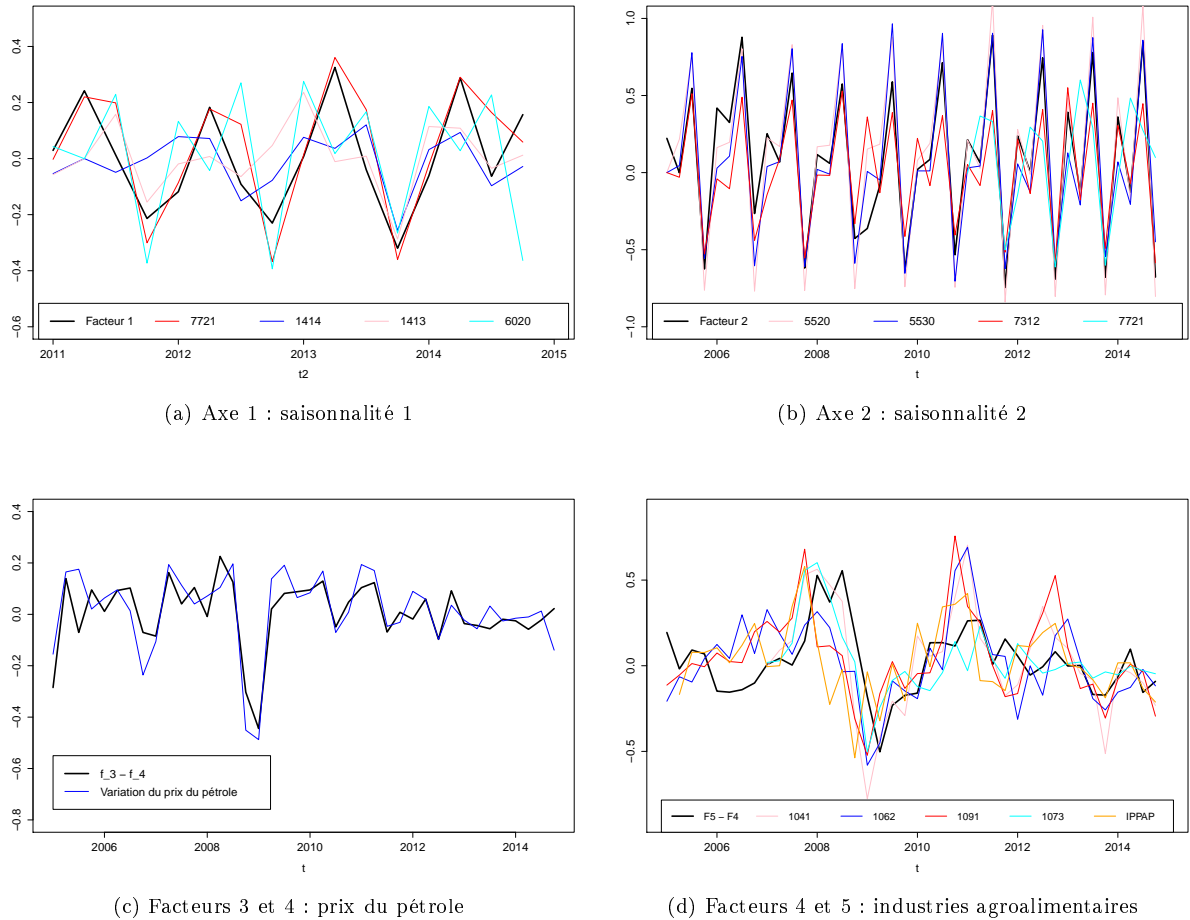
4 Limites et discussion

4.1 Tests statistiques indiquant un effet «post 2013»

Un test simple à mettre en œuvre pour évaluer la robustesse des résultats est d'attribuer aléatoirement les expositions au CICE entre les secteurs. Dans le cadre de notre spécification principale, l'attribution aléatoire conduit à conserver des résultats négatifs et significatifs, du même ordre de grandeur, voire de plus grande ampleur. Le fait de continuer à trouver un effet significatif négatif, s'il peut paraître contre-intuitif de prime abord, n'est pas surprenant dans la mesure où il est observé atténué. Nous proposons un argument «formel», ou plutôt heuristique, en annexe B rendant compte de ce phénomène. Intuitivement, la régression sur une indicatrice de traitement utilise deux dimensions : comparaison en coupe et comparaison dans le temps. Si la comparaison en coupe est annulée par l'attribution aléatoire du traitement, la comparaison dans le temps persiste en moyenne. Cependant, il n'est pas satisfaisant d'utiliser seulement la variabilité dans le temps, et le coefficient d'atténuation est d'autant plus fort dans ce test que la variabilité en coupe, la plus pertinente, domine. Il est donc probable que la spécification principale capte un effet de baisse générale des prix en 2013 et 2014, non corrélée au CICE. Pour

12. CICE/MS, 5 facteurs, industrie + services BtoAll

4. LIMITES ET DISCUSSION



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 3 – Interprétation des facteurs

confirmer cette intuition, nous remplaçons l'exposition au CICE par des indicatrices «post 2013», et obtenons les mêmes résultats que pour une attribution aléatoire du CICE : un effet moyen annuel de baisse des prix de l'ordre de 0.8% (± 0.3).

Spécification	$\beta = \sum_{k=0}^3 \beta_k$	Effet moyen annuel
Standard CICE/MS, 5 facteurs	-0.283 (0.139)	-0.5 % (± 0.3)
Indicatrices 2013, 2014	-0.008 (0.003)	-0.8 % (± 0.3)
Attribution aléatoire CICE/MS (100 simulations)	-0.45 (0.14)	-0.75 % (± 0.3)

4.2 Une exposition non uniforme au sein d'un secteur

L'étude de l'effet du CICE sur les prix au niveau secteur, donc au niveau des entreprises qui partagent la même activité principale a pour objectif de rendre compte du fait que le CICE est une subvention

4. LIMITES ET DISCUSSION

qui n'est pas spécifique à une activité particulière au sein des entreprises.

Le niveau d'observation étant le secteur, l'analyse est d'autant plus pertinente que les entreprises d'un même secteur montrent une certaine homogénéité économique, et qu'elles réagissent de la même manière à une réduction de coûts. En d'autres termes, on suppose que les fonctions de production et les technologies sont les mêmes pour toutes les entreprises du secteur. Par conséquent, on suppose que les demandes de facteurs de production, parmi lesquels le travail, et en particulier, le travail rémunéré au-dessous de 2,5 SMIC (cible du CICE) est le même. Aussi, on peut s'attendre à ce que les variables d'intérêt (réduction des coûts par le CICE) soient peu dispersées à l'intérieur des secteurs d'activité. Cette hypothèse d'homogénéité intra-sectorielle n'est toutefois que très partiellement vérifiée. L'analyse de décomposition de la variance totale des ratio CICE-Masse salariale est présentée dans le tableau 8. Cette décomposition indique que la principale source de dispersion des ratio CICE/MS provient de la dispersion de ces ratio à l'intérieur des secteurs. Les différences de distribution entre les secteurs (variance inter) n'expliquent que 10.4% (pour le niveau division) à 12.6 % (pour le niveau classe) de la dispersion totale.¹³

TABLE 8 – Décomposition de la variance totale des créances CICE des entreprises individuelles en variance inter sectorielle et intra sectorielle : la variance intra sectorielle domine.

	Divisions (NAF 2 chiffres)	Classes(NAF 4 chiffres)
Variance inter	10,4%	12,6 %
Variance intra	89,6%	87,4 %

Source : MVC - FARE

4.3 Faut-il considérer les transmissions inter-sectorielles ?

Nous avons fait le choix de reposer sur un modèle statistique libre et de ne pas se contraindre à un modèle structurel coûteux en hypothèses. Une limite importante de cette spécification est la non-prise en compte des transmissions de baisse de coûts entre secteurs, qui sont liés par leurs consommations intermédiaires. Ces effets en cascade sont ignorés dans les résultats précédents. Or, il est possible que l'effet du traitement soit mal évalué pour les secteurs bénéficiant de répercussions de baisses de prix via leurs consommations intermédiaires. Les estimations distinguant secteurs amont/aval indiquent un effet négatif significatif pour les secteurs amonts, pour lesquels on peut penser que l'exposition au CICE est presque directe (table 6).

Il est possible que l'effet direct du CICE ne soit pas une bonne mesure de l'exposition réelle des secteurs au CICE, dans la mesure où les baisses de prix affectent les consommations intersectorielles. Nous illustrons ici comment serait modifié le traitement si l'on supposait que les variations des prix d'un secteur étaient immédiatement transmises aux prix des secteurs se fournissant dans le premier.

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

Où $a_{ij} = \frac{CI_{ij}}{C_{out_i}}$ est la part des consommations intermédiaires de i dans j rapportée au coût de i , et $A(i)$ l'ensemble des secteurs fournissant le secteur i , que l'on suppose constant dans le temps. Ces poids peuvent être construits à partir des données de comptabilité nationale (matrice input-output). Cela revient à supposer une répercussion complète et immédiate des prix de consommation intermédiaire,

13. Le test de Bartlett conduit à très largement rejeter l'hypothèse d'égalité des variances au sein des groupes dans les deux niveaux de nomenclature considérés

5. CONCLUSION

alors qu'une réduction des coûts du travail pourrait être échelonnée et partielle. On peut alors écrire, sous forme vectorielle, à t ,

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

qui prend la forme d'un modèle à facteurs, avec des poids modifiés, et où l'exposition au CICE est l'exposition directe et indirecte. Toutefois, il apparaît des corrélations en coupe dans les résidus, et l'on ne s'inscrit dans le cadre de Bai (2009) que sous réserve que ces corrélations soient «faibles». Les résultats de cette estimation, s'ils renforcent la significativité des effets, mènent à un test placebo significatif, faisant état de tendances préexistantes (table 9). En se limitant à l'effet de premier ordre, i.e l'effet des consommations intermédiaires de premier rang (en négligeant le fait que les consommations intermédiaires faites dans un autre secteur sont elles-mêmes impactées par les coûts des consommations intermédiaires nécessaires à leur production), on estime le modèle suivant

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

Dans ce cas, l'estimation des effets intersectoriels est plus précise et le test placebo n'est pas significatif, ce qui tendrait à valider cette spécification.

TABLE 9 – Prise en compte des transmissions de coûts intersectoriels : modèle de référence et prise en compte des transmissions

$\beta = \sum_{k=0}^3 \beta_k$	$\text{std}(\beta)$		C_{it}	Facteurs	Champ
-0.543	0.429		CICE/Charges	5*	Industrie + Services (1)
0.105	0.303		placebo	5*	Industrie + Services (1)
-0.455	0.215	**	CICE/Charges (transmissions)	5*	Industrie + Services (1)
0.632	0.214	***	placebo (transfert)	5*	Industrie + Services (1)
-0.450	0.218	**	CICE/Charges (transmissions 1 rang)	5*	Industrie + Services (1)
0.336	0.210		placebo (transmission 1 rang)	5*	Industrie + Services (1)

5* : Nombre de facteurs optimal selon le test Bai and Ng [2002] - Horizon : 2005-2014

Champ Services (1) : services actifs en BtoAll, avec l'industrie, 240 secteurs 4 chiffres

5 Conclusion

Les premières analyses peuvent laisser penser qu'il y a une corrélation entre exposition d'un secteur au CICE et modération des prix, mais les tests de robustesse révèlent la fragilité de ces résultats. A ce stade, au vu des données disponibles, si l'on peut détecter des baisses de prix en 2013 et 2014, la modélisation adoptée ne permet pas de dégager un faisceau d'indices suffisamment cohérents pour pouvoir clairement attribuer une partie de cette baisse de prix au CICE.

Références

- Daniel Aaronson. Price pass-through and the minimum wage. *Review of Economics and Statistics*, 83 (1) :158–169, 2001.
- Victoria Alexeeva-Talebi. Cost pass-through of the eu emissions allowances : Examining the european petroleum markets. *Energy Economics*, 33 :S75–S83, 2011.
- Pol Antràs, Davin Chor, Thibault Fally, and Russell Hillberry. Measuring the upstreamness of production and trade flows. *The American Economic Review*, 102(3) :412–416, 2012.
- Jushan Bai. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, 77(4) :1229–1279, 2009.
- Jushan Bai and Serena Ng. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1) :191–221, 2002.
- Dora Benedek, Ruud A De Mooij, Michael Keen, and Philippe Wingender. Estimating vat pass through. 2015.
- Xavier Boutin, Lionel Janin, et al. Are prices really affected by mergers? Technical report, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, DESE, 2008.
- Clement Carbonnier. Who pays sales taxes? evidence from french vat reforms, 1987–1999. *Journal of Public Economics*, 91(5) :1219–1229, 2007.
- Matthieu Cornec and Thierry Deperraz. Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en france. *Economie et statistique*, 395(1) :13–38, 2006.
- Riccardo Cristadoro, Mario Forni, Lucrezia Reichlin, and Giovanni Veronese. A core inflation indicator for the euro area. *Journal of Money, credit, and Banking*, 37(3) :539–560, 2005.
- Bruno Ducoudré, Eric Heyer, Mathieu Plane, et al. Que nous apprennent les données macro-sectorielles sur les premiers effets du cice? evaluation pour la période 2014-2015 t2. Technical report, Sciences Po, 2015.
- Mario Forni, Marc Hallin, Marco Lippi, and Lucrezia Reichlin. The generalized dynamic factor model. *Journal of the American Statistical Association*, 2012.
- Denis Fougère, Erwan Gautier, and Hervé Le Bihan. Restaurant prices and the minimum wage. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(7) :1199–1234, 2010.
- Laurent Gobillon and Thierry Magnac. Regional policy evaluation : Interactive fixed effects and synthetic controls. *Review of Economics and Statistics*, (00), 2013.
- Sarah Guillou, Raul Sampognaro, Tania Treibich, and Lionel Nesta. L’impact du cice sur la marge intensive des exportateurs. 2016.
- Arnold C Harberger. The incidence of the corporation income tax. *The Journal of Political Economy*, pages 215–240, 1962.
- INSEE. Le cice est monté en charge en 2015. *Note de conjoncture INSEE*, 4 :84–89, 2015.
- Donghun Kim and Ronald W Cotterill. Cost pass-through in differentiated product markets : the case of us unprocessed cheese. *The Journal of Industrial Economics*, 56(1) :32–48, 2008.
- Laurence J Kotlikoff and Lawrence H Summers. Tax incidence. *Handbook of public economics*, 2 : 1043–1092, 1987.

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

Virgiliu Midrigan. Menu costs, multiproduct firms, and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 79(4) : 1139–1180, 2011.

James H Stock and Mark W Watson. New indexes of coincident and leading economic indicators. pages 351–409, 1989.

James H Stock and Mark W Watson. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2) :147–162, 2002.

Appendices

A Adaptation au panel non cylindr 

A.1 D tail 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 $k \in \llbracket 1, r \rrbracket$:

$$\begin{aligned}
 (\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\lambda}) &= \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^N \|\pi_i - C_i \beta - F \lambda_i\|^2 \\
 t.q. \forall k, p \in \llbracket 1, r \rrbracket^2, & \quad \langle F^k, F^p \rangle = T \delta_{kp} \\
 & \quad \langle \Lambda^k, \Lambda^p \rangle = 0 \quad \text{si } k \neq p,
 \end{aligned} \tag{4}$$

Pour r soudre 4, on peut proc der par it ration : on peut estimer β sachant F et F sachant β . Bai (2009) propose une proc dure it rative qui dispose de bonnes propri t s de convergence par simulation.

β est estim  sachant F avec :

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

o  M_F est la matrice de projection sur l'orthogonal de l'espace engendr  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  gal   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 v rifie le syst me d' quations :

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

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 d fini converge quand $N, T \rightarrow \infty$ et explicite sa variance asymptotique. En pratique, la r solution du syst me se fait par it ration des estimations de β et de F , en initialisant $\beta^{(1)} = 0$.

B. HEURISTIQUE : TEST PLACEBO

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 ,

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

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, $F^{(m \text{ final})} = F^{(h)}$. 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 Erreurs standards : panel non cylindré en π

On pose

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

où on utilise que les explicatives sont, elles, cylindrées (les variables explicatives sont nulles sauf sur la période 2013-2014, sur laquelle le panel est cylindré). Sur les observations non manquantes, on calcule :

$$\hat{\sigma}^2 = \langle \hat{\epsilon}_{it}^2 \rangle$$

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 $\tilde{U} = \frac{1}{NT} \sum_{it} U_{it}$, le coefficient issu de cette régression s'écrit

$$\begin{aligned}
 \hat{\beta} &= \frac{\sum_{it}(Y_{it} - \bar{Y})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it}(\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2} \\
 &= \frac{\sum_{it}(\mu + \beta(X_{it} - \bar{X}) + \epsilon_{it} - \bar{Y} + \beta\bar{X})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it}(X_{it} - \bar{X})^2} \\
 &= \beta \frac{\sum_{it}(X_{it} - \bar{X})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it}(\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2} + \frac{\sum_{it}(\mu - (\bar{Y} - \beta\bar{X}) + \epsilon_{it})(\tilde{X}_{it} - \bar{X})}{\sum_{it}(\tilde{X}_{it} - \bar{X})^2}
 \end{aligned} \tag{5}$$

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 $c_T = \hat{c}ov(X_{i,T}, \tilde{X}_{i,T})$, $v_T = \hat{v}ar(X_{i,T}) = \hat{v}ar(\tilde{X}_{i,T})$ et $\mu_T = \frac{1}{N} \sum_i X_{iT}$. On peut montrer que ce coefficient d'atténuation vaut :

$$\begin{aligned}
 c &= \frac{c_T + (T-1)T\bar{X}^2}{v_T + (T-1)T\bar{X}^2} \\
 &= \frac{c_T + \frac{T-1}{T}\mu_T^2}{v_T + \frac{T-1}{T}\mu_T^2}
 \end{aligned} \tag{6}$$

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 suffisante ($>> (T-1)T\bar{X}^2 \sim \mu_T^2$), $c \sim 0$, au contraire, si elle est petite devant $(T-1)T\bar{X}^2$, $c \sim 1$. 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. Dans le cas de la variable d'exposition au CICE au T1-2013, ce coefficient vaut 89%, indiquant d'une part que les résultats du test placebo comparable à la spécification principale sont attendus, et d'autre part que la variabilité temporelle joue un rôle prépondérant.

C Distances au bien final

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 t 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. Elle vaut 1 si l'ensemble du secteur i produit un bien final, et augmente à mesure que la production du secteur i est utilisé dans la chaîne des produits intermédiaires d'autres secteurs, et ceux d'autant plus que ces secteurs sont eux-mêmes à grande distance de la demande finale.

D. FIGURES COMPLÉMENTAIRES

Nous utilisons les données du tableau des entrées intermédiaires au niveau A129 fourni par l'INSEE pour le calcul.

D Figures complémentaires

TABLE 10 – Séries incluses dans BtoAll et absentes de BtoB (secteurs 4 chiffres)

Transports terrestres et transport par conduires	4910	4931	4932	4939
Hébergement	5510	5520	5530	5590
Restauration	5610	5629	5630	
Production de films, cinémas, vidéo et TV - musique	5914			
Autres activités spécialisées scientifiques et techniques	7420			
Activités de location et location-bail	7711	7721	7722	

TABLE 11 – Séries incluses dans BtoB et absentes de BtoAll

Édition	5829
Production de films, cinémas, vidéo et TV - musique	5912

Note : Ces deux séries sont disponibles à partir de 2005, alors qu'elles ne sont disponibles en BtoAll qu'à partir de 2014

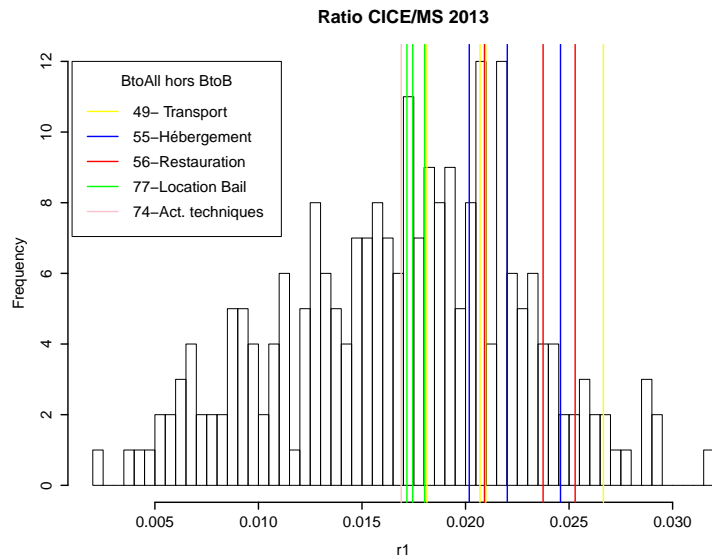


FIGURE 4 – Séries absentes de BtoB et présentes dans BtoAll : ce sont des bénéficiaires importants du CICE. Le ratio CICE/MS en 2013 dans l'ensemble des secteurs (classe) du champ a une distribution représentée par l'histogramme. Les séries non calculées en BtoB (en couleur) ont des ratios de cice plutôt élevés.

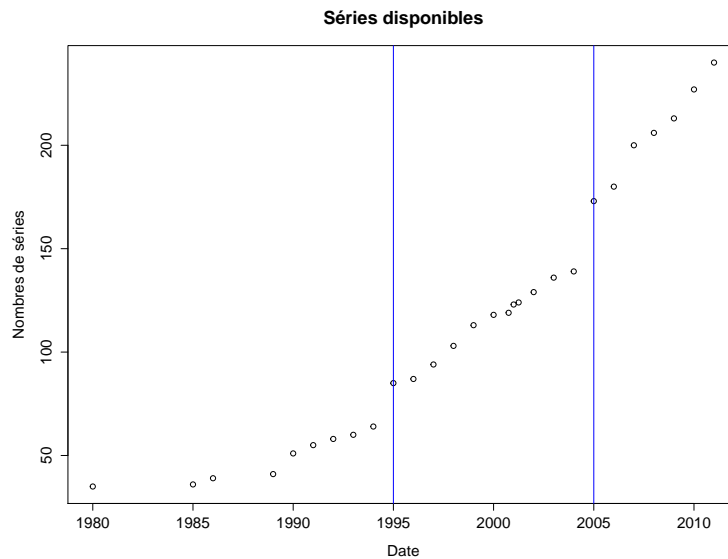


FIGURE 5 – Indices disponibles suivant l'horizon temporel

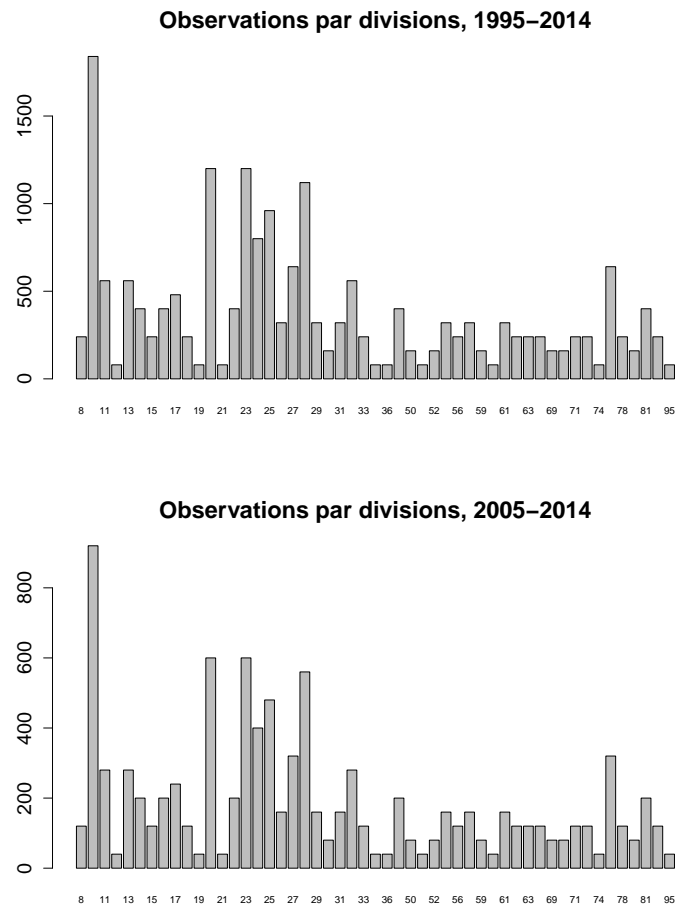
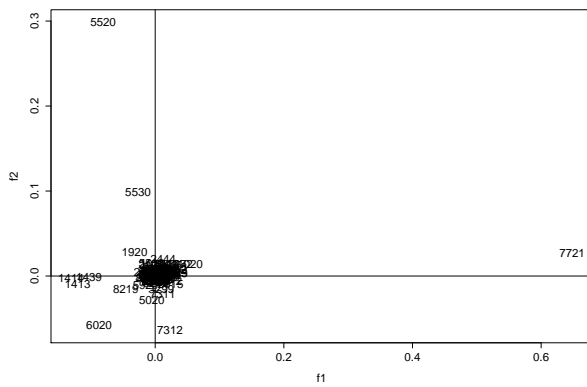
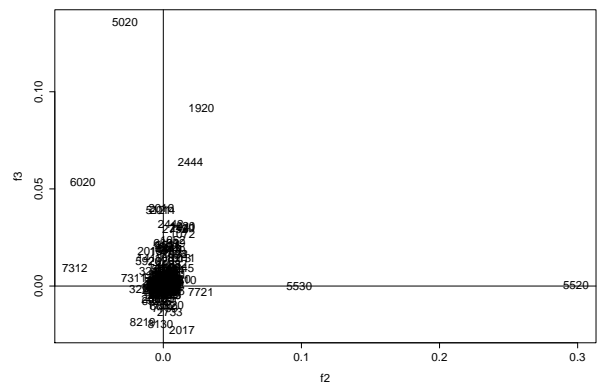


FIGURE 6 – Indices disponibles suivant l’horizon temporel

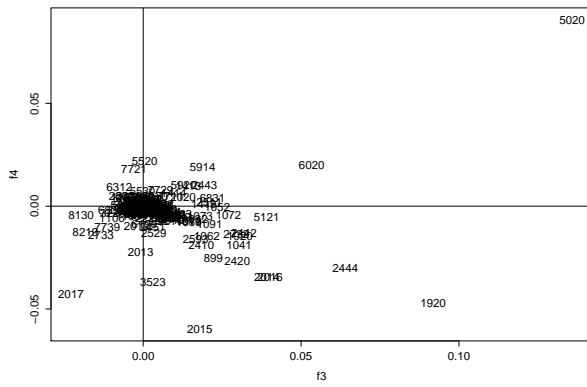
D. FIGURES COMPLÉMENTAIRES



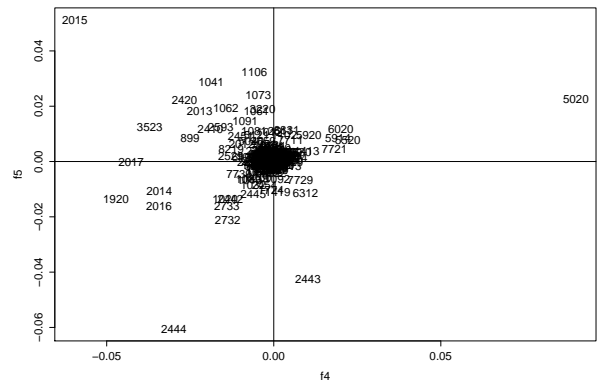
(a) Plan F_1, F_2



(b) Plan F_2, F_3



(c) Plan F_3, F_4



(d) Plan F_4, F_5

FIGURE 7 – Secteurs (4 chiffres) dans les plans factoriels

TABLE 12 – Part de la masse salariale sous 2.5 SMIC dans le coût des intrants

Secteur	MS < 2.5 SMIC / Charges totales
Cokéfaction et raffinage	0,3%
Prdn & distr. élec. gaz vap. & air cond.	0,8%
Industrie pharmaceutique	5,7%
Industrie chimique	5,9%
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%
Transports et entreposage	23,2%
Hébergement et restauration	30,5%
Act. de svices administratifs & soutien	45,4%
Ensemble du champ	14,24%

Sources : Acoos - FARE

Champ de l'étude (voir table 1)

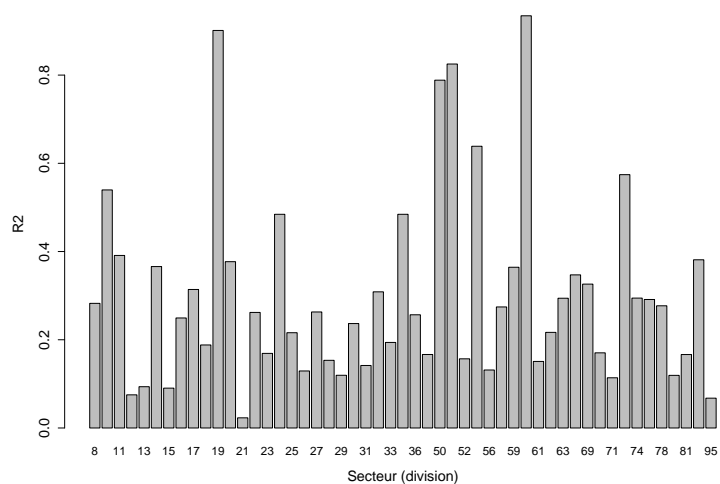


FIGURE 8 – Variance expliquée par les facteurs (en moyenne par division, c'est-à-dire le secteur 2 chiffres) :

$$R_{\text{facteurs},i}^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (\pi_{it} - \hat{\lambda}_i \hat{F}_t - \hat{\mu})^2}{\sum_{t=1}^T (\pi_{it} - \hat{\mu})^2}$$

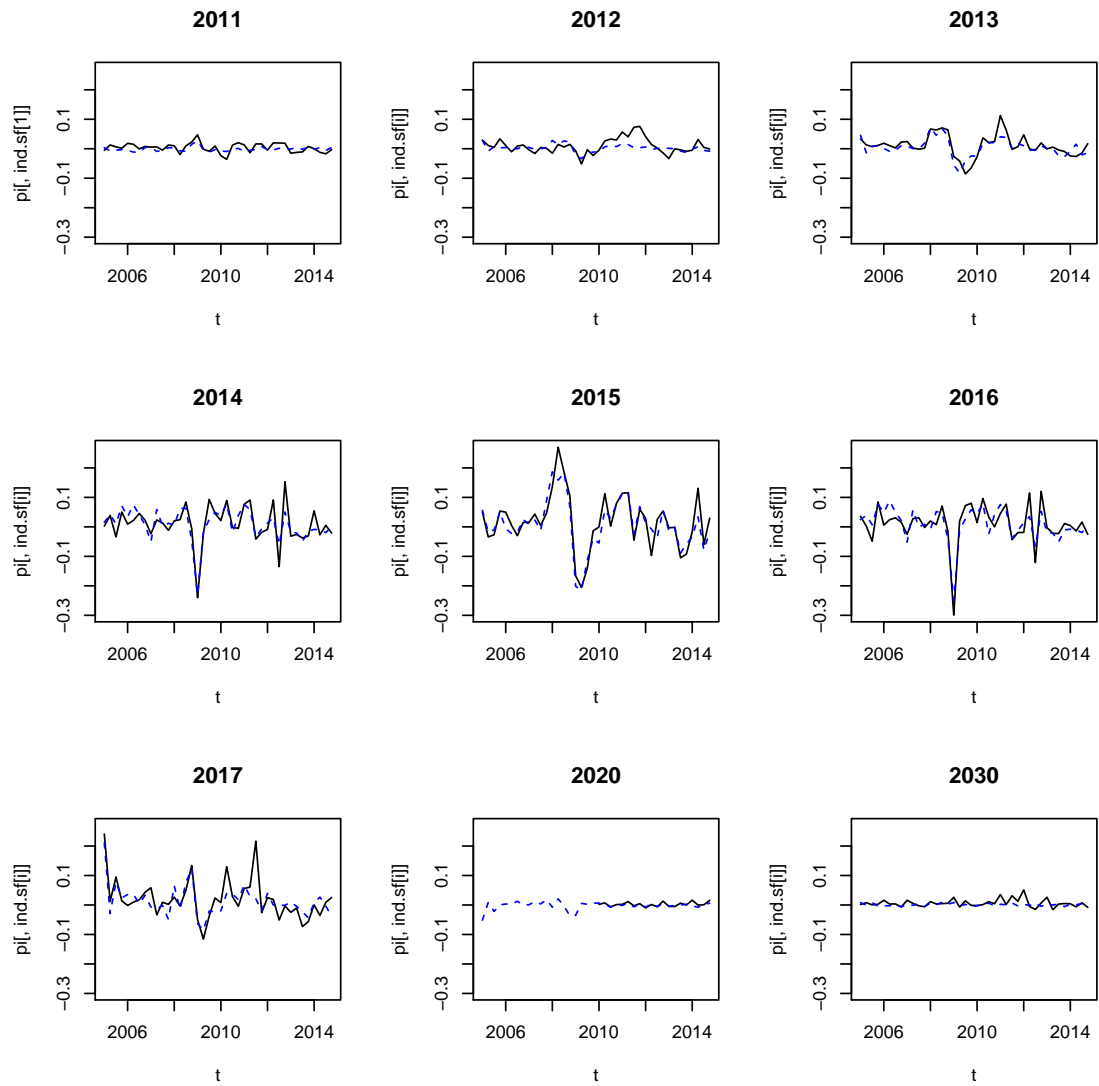


FIGURE 9 – Pouvoir explicatif du modèle : industries chimiques
Variation de prix trimestrielle réelle (en continu) et prédites (en pointillés) pour
les secteurs des industries chimiques