Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle

Observatoire Français des Conjonctures Économiques

Résultats obtenus à partir de 38 branches[1]

Rapport pour France Stratégie

Version du 07 septembre 2020

[1] Ce rapport a été rédigé par Nicolas Yol (partie 1) et Aurélien Saussay (partie 2), sous la direction de Xavier Timbeau et Éric Heyer. Nous remercions Alaïs Martin-Baillon, Mathieu Plane et Raul Sampognaro pour leur appui et leurs suggestions, ainsi que les rapporteurs ayant examiné les versions antérieures de ces travaux.

Introduction

Afin d'évaluer les effets du CICE sur un ensemble de variables d'intérêt (emploi, salaires, prix de production ou de valeur ajouté, exportations, investissement), l'OFCE a développé une méthode originale combinant l'estimation des effets *ex post* du CICE sur les branches à partir des comptes nationaux, et la simulation des effets macroéconomiques bouclés à partir de modèles macroéconométriques représentant le fonctionnement de l'économie française. La méthode est originale à plusieurs titres :

- La méthode complète et enrichit les estimations sur données d'entreprises.
- C'est une méthode *ex-post* reposant sur l'intensité de traitement relative pour identifier un effet du traitement CICE sur les secteurs. Le but est d'estimer un effet causal.
- Le contrefactuel est construit à partir de modèles standards largement mobilisés dans la littérature macroéconomique.
- La méthode est moins sujette aux biais de sélection et de cylindrage inhérent à la constitution d'un panel d'entreprises. Les effets mesurés intègrent de fait les effets du CICE sur les entreprises nouvellement créées ou celles qui disparaissent au cours de la période considérée pour l'évaluation à l'intérieur d'un même secteur. Ces biais peuvent être particulièrement importants lorsqu'on estime les effets à moyen terme (au bout de quelques trimestres ou quelques années). En l'absence d'effets prix majeurs, on peut s'attendre à ce que les effets de dynamique entre secteurs soient limités.
- La (relative) simplicité de la méthode et l'accès libre aux données la rend reproductible et déclinable pour l'évaluation d'autres mesures de politique économique.
- Le couplage des estimations *ex post* avec les simulations macroéconomiques permet d'intégrer les effets de bouclage et ceux du financement de la mesure, effets qui ne sont pas par nature identifiables par les méthodes microéconométriques.

Cette méthode, qui repose sur la désagrégation de l'économie en 17 ou 38 branches, repose toutefois sur un nombre d'observations limitées, d'où une faible puissance statistique, contrairement aux estimations sur données d'entreprises. Ce faible nombre d'observations rend aussi plus difficile le contrôle d'autres mesures coïncidentes telles le Pacte de Responsabilité ou la Prime à l'embauche. Par ailleurs, le contrefactuel construit repose sur des hypothèses structurelles fortes. Si le modèle de comportement est mal spécifié, ceci peut entrainer des biais d'estimation, notamment pour les branches non marchandes dont les comportements peuvent s'écarter fortement de la logique sous-tendant le comportement des branches marchandes.

L'objet de ce rapport, qui exploite les données en 38 branches des comptes nationaux trimestriels, est de compléter les résultats obtenus à partir de données ventilées en 17 branches (voir nos précédents rapports). Les variables d'intérêt étudiées sont identiques (emploi, salaire, prix, exportations) mais notre évaluation des effets du CICE est désormais réalisée à partir d'une désagrégation plus fine (nomenclature A38)[2]. L'élargissement de la dimension transversale de notre échantillon permet d'isoler avec plus de précision les effets du CICE en réalisant des sous-échantillons de branches. Alors que les estimations économétriques en 17 branches ne rapportaient qu'un impact « global » du CICE sur les différentes variables d'intérêt, la mobilisation d'un échantillon plus large montre que les effets du dispositif sont hétérogènes selon la nature de l'activité des branches. D'une façon plus générale, le

[2] L'impact du CICE sur l'investissement des entreprises sera également étudié.

passage à une nomenclature plus désagrégée constitue un test de robustesse de nos précédents résultats. Ces derniers peuvent être affectés de plusieurs façons lors du passage en 38 branches : augmentation de la puissance statistique, plus forte représentation des branches industrielles, coefficients techniques plus précis, etc.

Comme lors des travaux précédents, nos résultats économétriques sont utilisés afin de paramétrer le modèle ThreeME, lequel a été adapté avec la nouvelle nomenclature (A38). Le modèle est utilisé pour simuler les effets macroéconomiques du CICE jusqu'en 2017 (2016 dans nos travaux précédents), financement et bouclage compris. La prise en compte d'une année supplémentaire - rendue possible grâce à l'extraction récente des créances – est décisive dans la mesure où le financement du CICE par la hausse des prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique n'est intégral qu'à partir de 2017 dans nos simulations[3].

Les résultats concernant l'emploi et les salaires sont globalement convergents avec ceux estimés en 17 branches. Toutefois, les effets positifs du CICE sur l'emploi et le salaire sont essentiellement localisés dans les services, alors que les branches industrielles, agricoles et la construction ne semblent pas affectées.

L'impact du CICE sur le prix de valeur ajoutée est également cohérent avec nos précédents résultats. Toutefois, l'analyse en 38 branches permet d'isoler les effets sur le prix de VA des seules branches industrielles, agricoles et de construction. Les services ne semblent pas répercuter le CICE sur leurs prix, probablement en raison d'un partage plus favorable vers la masse salariale, tandis que les branches industrielles au sens large (agriculture, industries, construction) auraient répercuté à la baisse le CICE sur leurs prix de valeur ajouté. Les coefficients estimés nous paraissent toutefois trop élevés en valeur absolue, compte tenu des montants de CICE perçus par les branches industrielles, ce qui peut provenir de la difficulté de mesurer l'impact à la fois direct et indirect (*via* les prix des consommations intermédiaires des branches amont) du CICE sur les prix.

La différence la plus notable concerne le prix à l'export, sur lequel le CICE semble exercer un impact négatif significatif lorsque l'analyse est conduite sur des données A38 (non significatif en 17 branches). Enfin, nos résultats ne mettent en évidence aucun effet du CICE sur l'investissement des entreprises au niveau macro-sectoriel.

Le rapport est présenté en deux parties : la première partie expose les résultats issus des estimations économétriques en 38 branches, puis la seconde partie présente les simulations réalisées à l'aide du ThreeME.

[3] Les économies de dépense publique sont simulées avec une montée en charge sur trois ans à partir de 2015. Voir la partie 2 pour des explications plus détaillées.

Chapitre 1 Estimations économétriques sur données de branche

1. Statistiques descriptives, échantillon retenu et changements méthodologiques

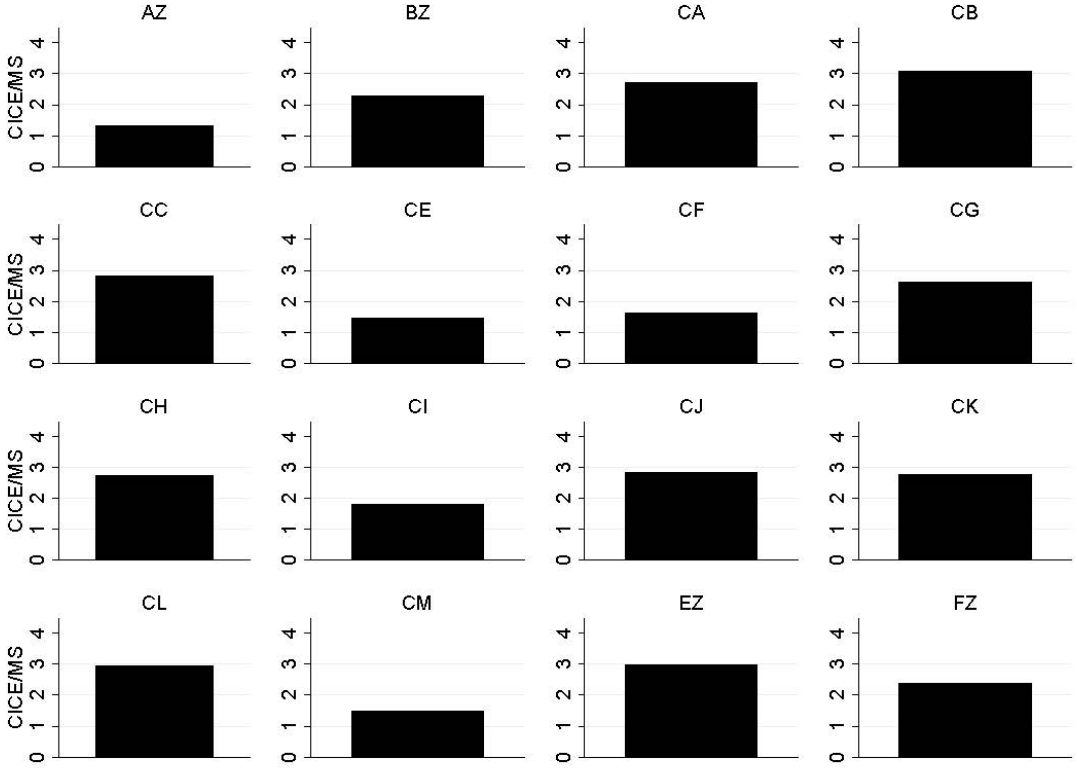
Les créances ventilées en 38 branches ont été extraites à partir du fichier MVC pour la période 2013-2017. Comme nous l'avions déjà souligné, l'inconvénient de cette approche est le manque de cohérence avec les autres données issues de la comptabilité nationale dans la mesure où les créances sont agrégées par secteur, *via* le regroupement selon l'activité principale des entreprises, et non par branche. Toutefois, une simple comparaison avec les créances obtenues *via* les subventions d'exploitation (D39) montre que l'approche par le fichier MVC demeure préférable (voir Yol, 2019). Les figures 1[4] et 2 présentent les créances reçues par chaque branche au titre de l'année 2016 (rapportées à la masse salariale). Les branches non éligibles au CICE (TZ, UZ) sont naturellement retirées de l'échantillon, ainsi que les branches percevant une créance quasi-nulle (OZ, PZ). Concernant ces deux dernières branches, nous justifions leur exclusion par le fait qu'elles ne déclarent pas d'impôt sur les sociétés, d'où des montants de CICE reçus résiduels (quelques milliers d'euros). Dans la mesure où les déterminants de l'emploi des branches OZ et PZ sont également plus difficiles à modéliser (par rapport aux branches marchandes), leur inclusion risquerait de biaiser les résultats en raison d'une créance quasi-nulle associée à un contrefactuel de qualité médiocre. Toutefois, nous obtenons des résultats convergents lorsque ces branches sont exclues (en 38 branches) et lorsque nous les maintenons dans l'échantillon en 17 branches *via* le regroupement OQ[5]. A ces quatre branches exclues s'ajoutent les branches CD et DZ dont les créances ne sont pas disponibles. Notre échantillon de référence est donc composé de 32 branches sur la période 2013-2017.

De prime abord, la ventilation plus fine des créances est un avantage considérable puisqu'elle permet de créer des sous-échantillons et d'isoler les effets du CICE sur des branches spécifiques. Cette dimension transversale plus large se matérialise par un échantillon total plus important lors de l'estimation de dernière étape (32X5 observations contre 16X5 observations en A17). En revanche, l'estimation des modèles à correction d'erreur (première étape) s'en trouve affectée dans la mesure où les données de comptabilité nationale en 38 branches ne sont disponibles qu'à une fréquence annuelle. Ainsi, un modèle MCE estimé sur la période 1980-2012 n'intègrera que 33 observations x 32 branches, contre 132[6] observations x 16 branches avec la nomenclature A17 dont les données sont disponibles trimestriellement, sans tenir compte des retards éventuels.

Afin d'obtenir des relations de long terme cohérentes avec le modèle retenu et des résultats comparables avec ceux obtenus en 16 branches, des contraintes d'égalité sont imposées sur les coefficients de long terme en fonction de leur regroupement dans la nomenclature A17. Le tableau 1 présente le regroupement effectué afin de définir ces contraintes d'égalité.

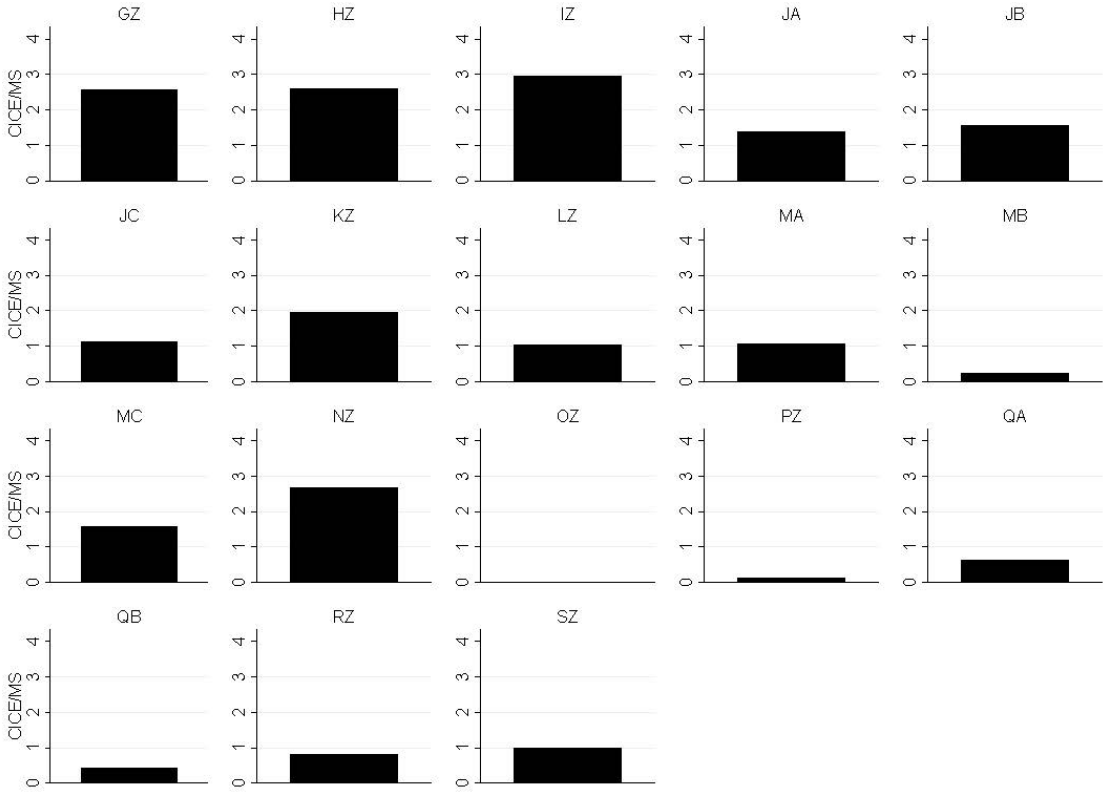
[4] La liste des branches et des mnémoniques est disponible en annexe 4.
[5] En effet, les résultats sont positifs et significatifs sur l'emploi lorsque nous excluons OZ et PZ (présente étude en 38 branches) et lorsque ces deux branches sont inclues *via* le regroupement OQ. Voir (Yol 2019).
[6] 33 années X 4 trimestres.

Figure 1 : Créances rapportées à la masse salariale, 2016 (biens)



Note : Les créances pour les branches CD et DZ ne sont pas disponibles.

Figure 2 : Créances rapportées à la masse salariale, 2016 (services)



Note : Les branches UZ et TZ ne sont pas reportées car non éligibles au CICE. CD et DZ : données indisponibles.

Tableau 1 : Définition des contraintes sur les coefficients de long terme

Regroupement A17	Code A38	Contrainte d'égalité
AZ	AZ	-
DE	BZ, DZ*, EZ	BZ, EZ
C1	CA	-
C2*	CD*	-
C3	CI, CJ, CK	CI, CJ, CK
C4	CL	-
C5	CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM
FZ	FZ	-
GZ	GZ	-
HZ	HZ	-
IZ	IZ	-
JZ	JA, JB, JC	JA, JB, JC
KZ	KZ	-
LZ	LZ	-
MN	MA, MB, MC, NZ	MA, MB, MC, NZ
OQ	OZ*, PZ*, QA, QB	QA, QB
RU	RZ, SZ, TZ*, UZ*	RZ, SZ

*Branches exclues de l'échantillon.

Le changement de nomenclature n'a pas de conséquence particulière sur la méthodologie utilisée. Cette dernière est identique à celle de Ducoudré, Heyer et Plane (2017). Nous mobilisons les comptes nationaux annuels de l'Insee, dont les données fournissent des informations sur 38 branches[7]. Après retrait des secteurs non éligibles ou dont les créances sont indisponibles, notre échantillon se compose de 32 branches et de cinq années d'observations (2013-2017).

La démarche utilisée pour réaliser les estimations est composée de trois étapes successives :

1. Estimer les déterminants des variables d'intérêt (emploi, salaire, prix, exportations, investissement) sur le long terme (1980-2012) dans le cadre de modèles à correction d'erreur ;

2. Simuler ces mêmes équations sur la période 2013-2017. Cette étape nous permet d'estimer les niveaux des variables qui auraient prévalu en l'absence du CICE, c'est-à-dire notre scénario contrefactuel ;

3. Estimer l'impact du CICE sur la différence entre valeurs observées et valeurs simulées sur la période 2013-2017. Si cet impact est significatif, l'effet du CICE est statistiquement avéré ;

[7] La liste des branches est disponible en annexe.

2. Estimation des modèles à correction d'erreur et simulation du contrefactuel

2.1.1. Equation d'emploi

Nous retenons comme mesure l'emploi salarié des personnes physiques (EMPS). Cette définition permet de comptabiliser les effectifs indépendamment de leur temps de travail mais exclut l'emploi non salarié qui est *a priori* peu concerné par le CICE.

L'équation de demande d'emploi est issue de l'optimisation sous contrainte budgétaire d'une fonction de production à élasticité constante (CES). L'emploi de la branche *i* dépend de la valeur ajoutée spécifique à la branche (*VA*), du coût salarial réel spécifique à la branche, de la durée du travail spécifique à la branche (*Hl*) et d'une tendance de productivité du travail (*trend*). Une contrainte d'égalité sur les coefficients de long terme est imposée en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17 (voir section 1). Le coefficient de la force de rappel est également contraint de façon à obtenir une valeur identique pour toutes les branches.

L'estimation est réalisée pour chacune des 32 branches à l'aide des moindres carrés ordinaires[8].

$$\Delta\log(E_{i,t}) = cte - \gamma_E.\begin{pmatrix} \log(E_{i,t-1}) - \log(VAvol_{i,t-1}) - \sigma_E.\log\left(\frac{W_i.(1+tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)_{t-1} \\ -\alpha_E.\log(Hl_{i,t-1}) - \beta_{E_i}.(\sigma_E - 1).trend \end{pmatrix} + \kappa_E.\sum_{j=1}^{n}\Delta\log(E_{t-j}) + \tau_E.\sum_{j=0}^{n}\Delta\log(VAvol_{i,t-j}) + \upsilon_E.\sum_{j=0}^{n}\Delta\log\left(\frac{W_{i,t-j}.(1+tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{Pva_{i,t-j}}\right) + \delta_{E_{i,t}} \quad (1)$$

Les coefficients de long terme de l'équation (1) sont présentés dans le Tableau 2. Si l'élasticité du travail à son coût présente des coefficients conformes aux attentes dans la plupart des cas, les coefficients relatifs aux heures travaillées divergent fortement au gré des branches, résultat que nous obtenions déjà avec la nomenclature A17[9].

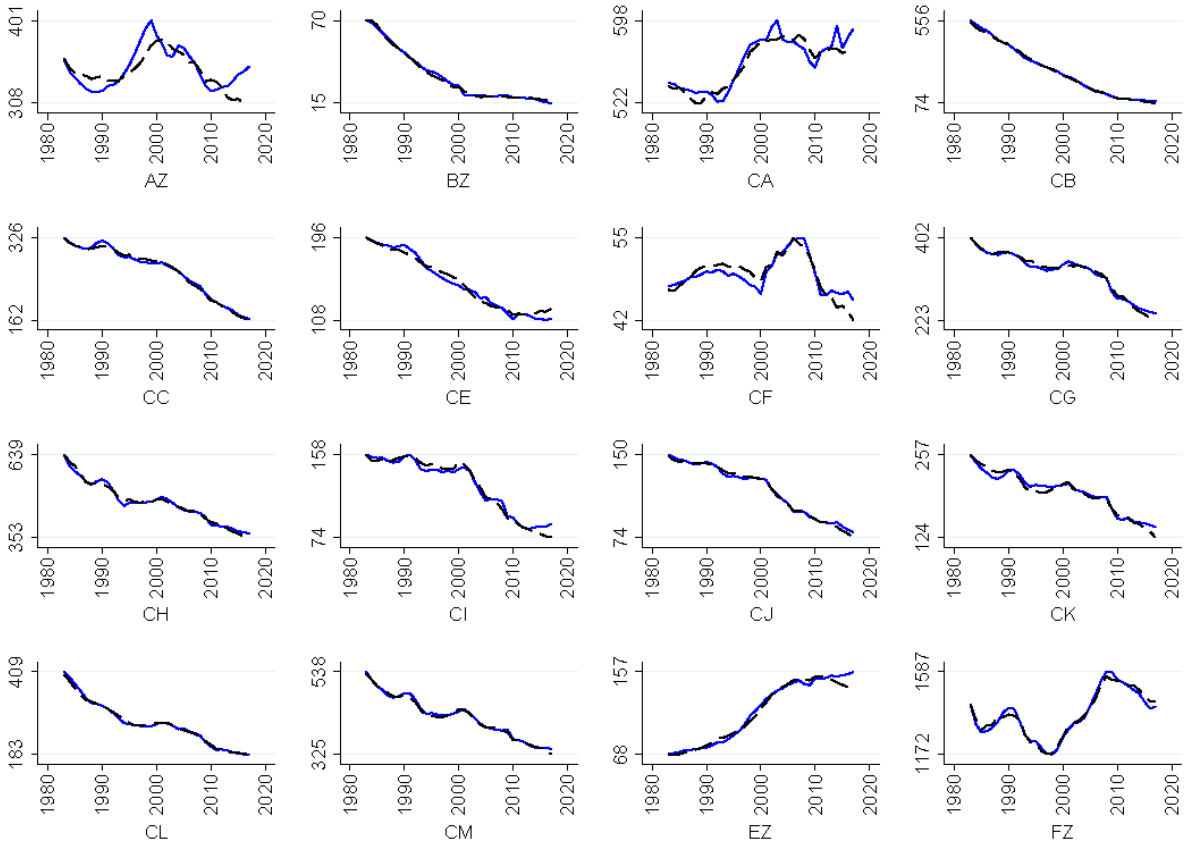
[8] La méthode SUR (*seemingly unrelated regressions)* ne peut être utilisée avec 32 branches en raison de la trop faible dimension longitudinale de l'échantillon.
[9] Voir notre précédent rapport.

Tableau 2 : Estimation des coefficients de long terme (équation d'emploi)

Branches	Force de rappel	$\log\left(\frac{W_i \cdot (1+tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)_{t-1}$	$\log(Hl_{it-1})$
AZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0442 (-1.08)	-0.145 (-0.88)
BZ, EZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0827*** (-3.71)	0.177 (1.48)
CA	-0.132*** (-11.38)	0.0332 (0.49)	0.0772 (0.48)
CI, CJ, CK	-0.132*** (-11.38)	-0.0588* (-1.72)	0.346*** (3.91)
CL	-0.132*** (-11.38)	-0.188*** (-3.95)	0.359*** (3.13)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.132*** (-11.38)	-0.110*** (-6.45)	0.111** (2.35)
FZ	-0.132*** (-11.38)	-0.167*** (-3.42)	0.115 (1.08)
GZ	-0.132*** (-11.38)	-0.338*** (-6.76)	0.0791 (1.17)
HZ	-0.132*** (-11.38)	-0.124*** (-3.32)	0.301** (2.10)
IZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0689*** (-3.29)	0.215** (2.15)
JA, JB, JC	-0.132*** (-11.38)	-0.0796*** (-3.39)	0.416*** (4.57)
KZ	-0.132*** (-11.38)	0.0787 (0.73)	0.0655 (0.41)
LZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0326 (-0.46)	0.0895 (0.32)
MA, MB, MC, NZ	-0.132*** (-11.38)	-0.0802*** (-3.70)	0.0803 (1.12)
QA, QB	-0.132*** (-11.38)	-0.119*** (-7.52)	0.0472** (2.48)
RZ, SZ	-0.132*** (-11.38)	-0.112*** (-2.68)	0.0399 (0.54)

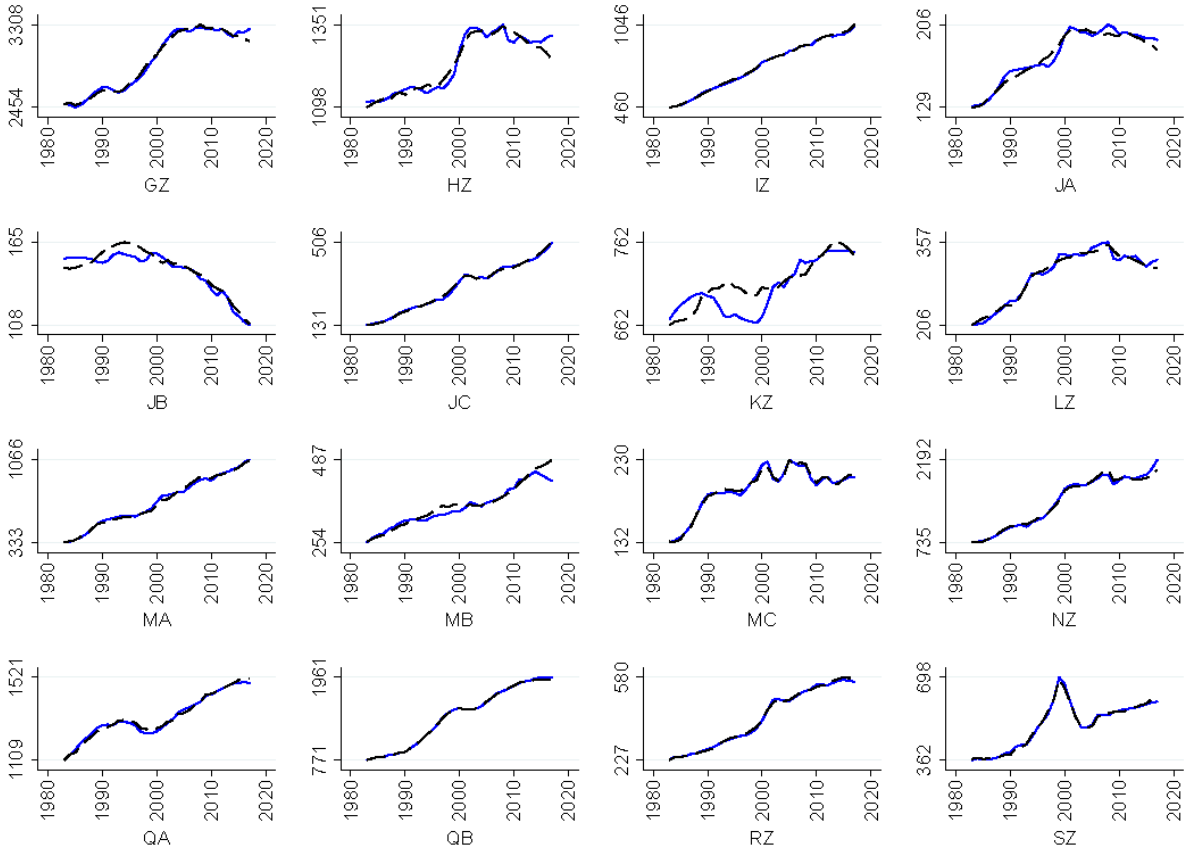
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimations MCO Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1981-2012. Observations par branche : 32.

Figure 3 : Simulation du scénario contrefactuel (emploi, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en milliers d'emplois.

Figure 4 : Simulation du scénario contrefactuel (emploi, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en milliers d'emplois.

2.1.2. Equation de salaire

Nous estimons ensuite les effets du CICE sur le salaire moyen par tête (SMPT) plutôt que sur le salaire moyen de base (SMB). En effet, le premier présente l'avantage d'être calculé sur la masse salariale totale des entreprises, alors que le second est déterminé avant primes et heures supplémentaires. Or, il est probable que les salariés parvenant à saisir une part du CICE le reçoivent sous forme de primes, permettant à l'entreprise d'augmenter sa masse salariale de façon temporaire. D'autre part, le CICE peut être utilisé pour financer des heures supplémentaires, non comptabilisées par le SMB. Ce type de comportement est particulièrement envisageable lors des premières années car le CICE n'était alors pas perçu par les entreprises comme un dispositif pérenne, favorisant les primes au détriment des hausses de salaires ainsi que les heures supplémentaires au détriment des nouvelles embauches.

$$\Delta\Delta\log(W_{i,t}) = cte - \gamma_W.\left(\Delta\log(W_{i,t-1}) - \Delta\log(W_{t-1})\right) + \kappa_W.\sum_{j=3}^{n}\Delta\Delta\log(W_{i,t-j}) + \tau_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(Pc_{t-j})$$
$$+ \upsilon_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(\pi_{i,t-j}) + \varsigma_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(Smic_{t-j}) + \xi_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta(U_{t-j}) + \grave{o}_{i,t}$$

(2)

Le salaire de chaque branche *i* dépend de la croissance des prix à la consommation dans l'ensemble de l'économie (*Pc*), du taux de croissance de la productivité par tête spécifique à la branche (π), du taux de croissance du SMIC (*SMIC*) et du taux de chômage dans l'économie (*U*). Par ailleurs, nous faisons l'hypothèse que le salaire de chaque branche tend à converger vers le niveau de salaire moyen de l'économie à long terme (voir équation (3)). Nous estimons le système de 32+1[10] équations avec une contrainte d'égalité sur les forces de rappel. Par ailleurs, notre estimation débute en 1987, permettant d'exclure la période de forte inflation du début des années 1980[11].

$$\Delta\Delta\log(W_t) = cte - \tilde{\gamma}_W.\begin{pmatrix}\Delta\log(W_{t-1}) - \alpha_W.\Delta\log(Pc_{t-1}) - \beta_W.\Delta\log(\pi_{t-1}) \\ -\eta_W.U_{t-1} - \psi_W.\Delta\log(Smic_{t-1})\end{pmatrix} + \tilde{\kappa}_W.\sum_{j=2}^{n}\Delta\Delta\log(W_{t-j})$$
$$+ \tilde{\tau}_W.\sum_{j=1}^{n}\Delta\Delta\log(Pc_{t-j}) + \tilde{\upsilon}_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(\pi_{t-j}) + \tilde{\varsigma}_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(Smic_{t-j}) + \tilde{\xi}_W.\sum_{j=0}^{n}\Delta(U_{t-j}) + \partial_{W_t} \quad (3)$$

Le salaire moyen de l'économie (équation (3)) est modélisé à l'aide d'une relation de Phillips et dépend, entre autres, de la croissance des prix à la consommation et du taux de chômage.

Concernant l'équation de salaire macroéconomique (Tableau 3), la force de rappel est significative et négative, validant ainsi la relation de long terme entre la dynamique salariale et les déterminants de la courbe de Phillips. En revanche, le coefficient relatif à l'indice des prix est faible et non significatif[12]. La force de rappel est également significative lorsque l'estimation est réalisée sur les branches, suggérant un phénomène de convergence vers le salaire moyen de l'économie.

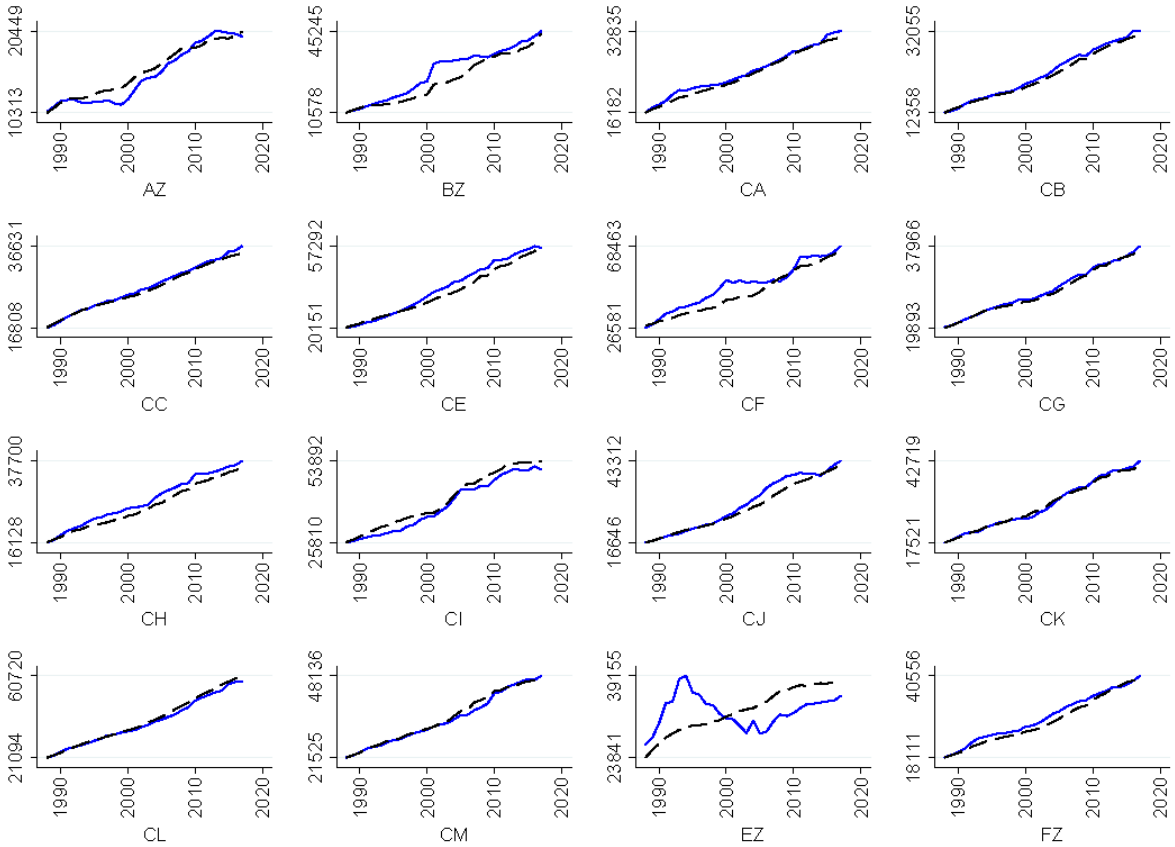
Tableau 3 : Estimation des coefficients de long terme (équations de salaire)

Equation	Force de rappel	$\Delta\log(Pc_{t-1})$	$\Delta\log(\pi_{t-1})$	U_{t-1}	$\Delta\log(Smic_{t-1})$
Salaire macroéconomique	-0.896*** (-4.26)	0.279 (1.22)	0.420* (1.90)	-0.00503*** (-2.79)	0.188 (1.34)
Salaire par branche	-0.531*** (-12.66)				

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimations MCO. Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1987-2012. Observations par branche : 26.

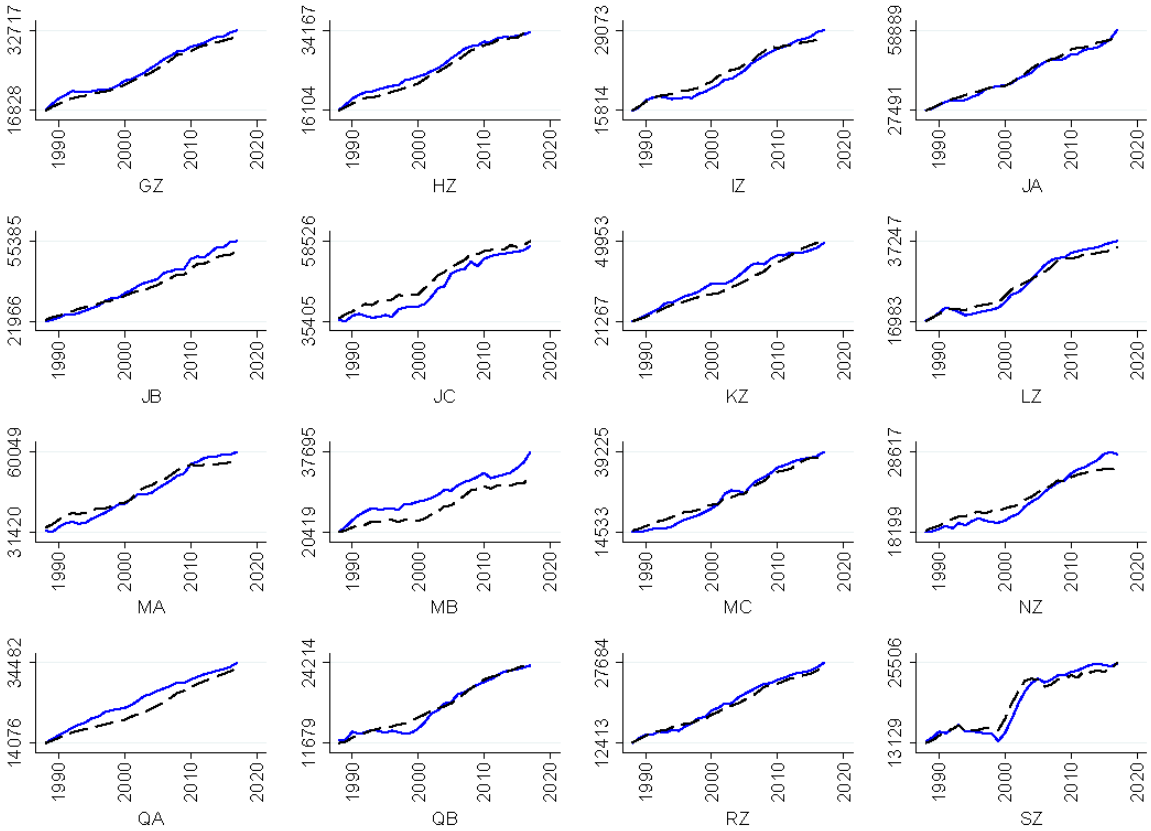
[10] Une équation par branche (équation (2)) + une équation de salaire macroéconomique (équation (3)).
[11] L'inclusion de la période 1980-1986 conduit à surpondérer la composante inflationniste et perturbe la simulation dynamique, laquelle rapporte une tendance baissière du salaire entre 2013 et 2017. Nous remercions les rapporteurs pour cette suggestion.
[12] Sa magnitude est toutefois très proche de celle estimée par Blot, et al. (2015).

Figure 5 : Simulation du scénario contrefactuel (salaire moyen par tête, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en euros (salaires annuels).

Figure 6 : Simulation du scénario contrefactuel (salaire moyen par tête, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. Les données sont exprimées en euros (salaires annuels).

2.1.3. Equation de prix à l'exportation

L'évaluation de l'impact du CICE sur le prix à l'exportation nécessite de retirer de notre échantillon les branches peu ou non exportatrices, en particulier les services abrités. Les branches suivantes sont donc exclues : industries extractives (BZ), production et distribution d'eau (EZ) construction (FZ), commerce (GZ), hébergement-restauration (IZ), information et communication (JA, JB, JC) services immobiliers (LZ), autres services techniques et scientifiques (MC) services non marchands (QA, QB) et services aux ménages (RZ, SZ). Les exportations en valeur de l'ensemble des branches sont renseignées dans le Tableau 4, à titre indicatif.

Nous estimons l'équation suivante sur la période 1982-2012, dont la spécification est proche de Mésange[13] et d'*e-mod.fr*[14].

[13] Voir « Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés », document de travail de l'Insee G2017/04

[14] Voir Chauvin et al (2002).

$$\Delta\log(Pexp_{i,t}) = cte - \gamma_i.\left(\log(Pexp_{i,t-1}) - \alpha_i.log(Pprod_{i,t-1}) - \sigma_i.log(Pexp^C_{t-1})\right) + \sum_{j=1}^{n}\delta_i.\Delta\log(Pexp_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^{n}\tau_i.\Delta\log(Pprod_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^{n}\omega_i.\Delta\log(Pexp^C_{t-j}) + \zeta_i.Trend_{i,90-00} + \varphi_{i,t} \quad (4)$$

Où :

Pexp = prix à l'exportation de la branche *i*, source Insee ;

Pprod = prix de production de la branche *i*, source Insee ;

$Pexp^C$ = prix des exportations concurrentes aux produits français, calculs OFCE ;

Tableau 4 : Exportations en valeur par branche en 1987 et 2012

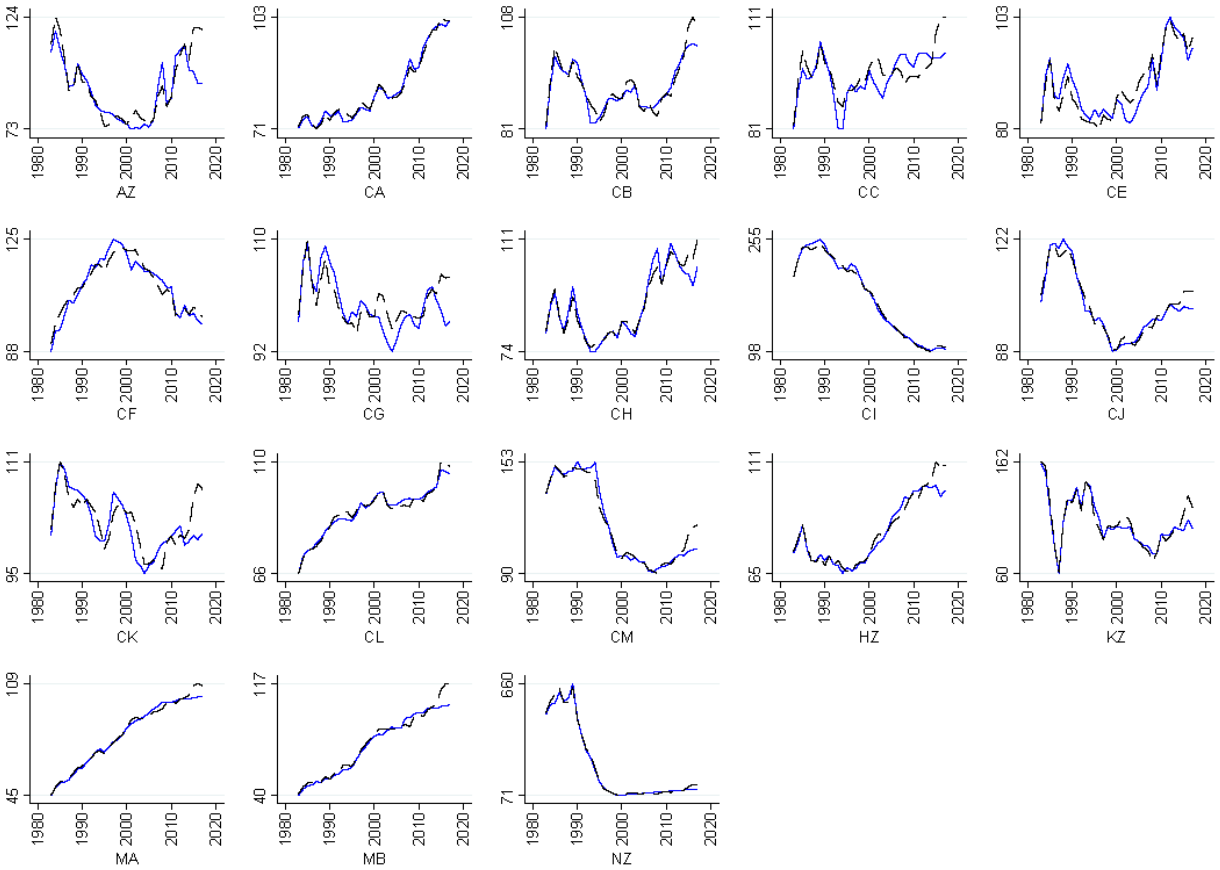
Branches	1980	2012
AZ	4.7	15.5
BZ	0.4	4.3
CA	6.6	43.3
CB	4.2	18.7
CC	1.8	8.3
CE	7.5	54
CF	0.8	27.1
CG	3.9	18.3
CH	10.1	31.5
CI	4.5	28.5
CJ	2.3	18.5
CK	8.4	35.9
CL	12.1	92.5
CM	2.3	17.5
EZ	0.5	5.1
FZ	-	-
GZ	0.9	4.2
HZ	5.6	28.8
IZ	-	-
JA	0.5	4.2
JB	0.1	4
JC	0.1	6.9
KZ	2.6	11
LZ	-	-
MA	3.1	19.5
MB	0.7	3.9
MC	0.3	3.5
NZ	1.7	27.3
QA	0.1	0.9
QB	-	-
RZ	0.1	1.5
SZ	0.3	2.3

Données Insee, milliards d'euros. FZ, IZ, LZ, QB : absence de données.

Comme suggéré par l'équation (4), la variable relative au prix des exportations concurrentes n'est pas spécifique aux branches car calculée pour l'ensemble de l'économie française, mais est toutefois rapportée au prix d'export de chaque branche.

A l'instar de l'équation d'emploi, nous imposons une contrainte d'égalité sur les coefficients de long terme en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17. En revanche, nous n'imposons pas de contrainte sur la force de rappel dans la mesure où les coefficients spécifiques sont systématiquement significatifs et compris entre 0 et -1. Les estimations incluent une tendance linéaire, cette dernière commençant en 1990 et se terminant en 2000. Les résultats sont présentés dans le Tableau 5. La force de rappel ainsi que le prix de production possèdent systématiquement le signe et la magnitude attendus.

Figure 7 : Simulation du scénario contrefactuel (prix à l'exportation)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

Tableau 5 : Estimation des coefficients de long terme (prix à l'exportation)

Branches	Force de rappel	$\log(\mathbf{Pprod}_{i,t-1})$	$\log(\mathbf{Pexp}^{C}_{t-1})$
AZ	-0.148*** (-2.86)	0.225*** (2.80)	-0.0606 (-1.57)
CA	-0.225*** (-4.12)	0.210*** (4.54)	0.0201 (1.40)
CB	-0.168*** (-4.94)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CC	-0.0991*** (-2.69)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CE	-0.230*** (-7.14)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CF	-0.213*** (-4.61)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CG	-0.214*** (-6.80)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CH	-0.0813** (-2.45)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
CI	-0.127*** (-2.95)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CJ	-0.129*** (-3.36)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CK	-0.218*** (-4.76)	0.109*** (2.91)	-0.0227** (-2.18)
CL	-0.275** (-2.43)	0.200** (2.02)	-0.0234 (-0.91)
CM	-0.0564** (-2.55)	0.113*** (5.75)	-0.0290*** (-2.64)
HZ	-0.232*** (-4.96)	0.218*** (5.74)	-0.0260 (-1.01)
KZ	-0.154*** (-3.32)	0.0366 (0.74)	-0.0737** (-2.06)
MA	-0.170** (-2.07)	0.156* (1.81)	-0.00742 (-0.43)
MB	-0.0979* (-1.82)	0.156* (1.81)	-0.00742 (-0.43)
NZ	-0.118*** (-2.64)	0.141** (2.20)	-0.123** (-2.57)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimation SUR *(seemingly unrelated regressions).* Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1982-2012. Observations par branche : 31.

2.1.4. Equation de prix de valeur ajoutée

Les effets du CICE sur le prix de valeur ajoutée sont à la fois directs et indirects. D'une part, une entreprise percevant du CICE est susceptible d'utiliser le dispositif pour baisser son prix. D'autre part, les entreprises consommant la production d'entités ayant baissé leur prix bénéficient également de la mesure, mais cette fois de façon indirecte (*via* les consommations intermédiaires).

Comme lors des estimations utilisant la nomenclature A17, nous avons retiré la branche « services immobiliers » (LZ) en raison de la difficulté de modéliser les prix de ce secteur, dont les coefficients apparaissent incohérents avec le type de modèle retenu[15].

En première étape, nous estimons l'équation suivante sur la période 1988-2012 :

$$\begin{aligned}\Delta\log\left(Pva_{i,t}\right) = cte - \gamma.\begin{pmatrix}\log\left(Pva_{i,t-1}\right) - (1-\alpha_i)\left(\log\left(W_i.\left(1+tx_{cot.pat_i}\right)\right)_{t-1} - \log\left(\pi_{i,t-1}\right)\right)\\ -\alpha_i.\log\left(c_{k_{i,t-1}}\right)\end{pmatrix}\\ + \delta_{\mathrm{i}}.\sum_{j=1}^{n}\Delta\log\left(Pva_{i,t-j}\right) + \tau_{\mathrm{i}}.\sum_{j=0}^{n}\Delta\log\left(W_{i,t-j}\right) + \omega_{\mathrm{i}}.\sum_{j=0}^{n}\Delta\log\left(\pi_{i,t-j}\right)\\ + \kappa_{\mathrm{i}}.\sum_{j=0}^{n}\Delta log\left(PCI_{i,t-j}^{IMP}\right) + \rho_i.\sum_{j=0}^{n}\Delta log\left(PCI_{i,t-j}^{DOM}\right) + \varphi_{i,t}\end{aligned} \tag{5}$$

Où :

π_i = productivité ;

$\alpha_i = \frac{EBE_i}{VA_i}$, moyenne 1988-2012 ;

Ck_i= Coût du capital ;

W_i = Salaire moyen par tête ;

PCI représente les prix des consommations intermédiaires domestiques (DOM) ou importées (IMP), calculés de la façon suivante :

$$PCI_i^{DOM} = \sum_{k\neq i}^{n} Pprod_k \times \frac{CI_{ik}^{DOM}}{\sum CI_i^{DOM}}$$

$$PCI_i^{IMP} = \sum_{k\neq i}^{n} Pimp_k \times \frac{CI_{ik}^{IMP}}{\sum CI_i^{IMP}}$$

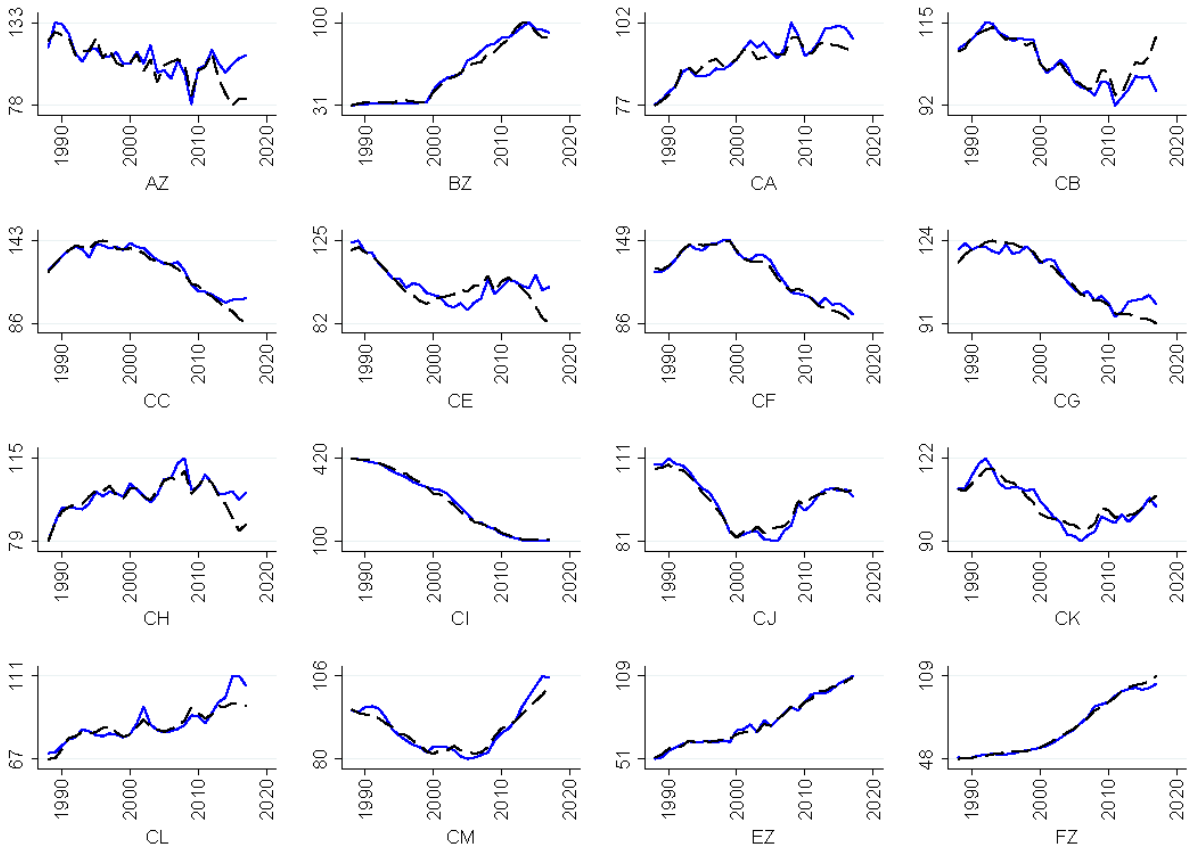
[15] La force de rappel n'apparaît pas significativement négative dans les modèles à correction d'erreur, perturbant l'estimation des coefficients relatifs aux autres branches.

Les consommations intermédiaires sont obtenues à partir des tableaux des entrées intermédiaires symétriques, lesquels permettent de différencier leur origine (marché domestique ou importation). En revanche, la disponibilité limitée des TEI symétriques nous contraint à utiliser une matrice unique sur l'ensemble de la période, que nous fixons sur l'année 2012. Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que les coefficients techniques sont constants sur la période d'estimation (1988-2012).

L'estimation du coefficient ρ permet d'évaluer la mesure dans laquelle les branches répercutent les fluctuations du prix des consommations intermédiaires à court terme. Ainsi, une valeur négative de ρ traduit un comportement consistant à abaisser les marges lorsque le prix des consommations intermédiaires augmente, alors qu'une valeur positive suggère un phénomène inverse. L'estimation de ce coefficient n'est pas indispensable pour évaluer les effets directs du CICE mais sera nécessaire à l'estimation des effets indirects, d'où son inclusion dès la première étape.

L'équation (5) est estimée avec des coefficients spécifiques pour chaque branche, excepté pour la force de rappel sur laquelle des contraintes ont été appliquées de telle sorte que sa valeur soit équivalente pour chaque branche. Une autre contrainte d'égalité est imposée sur les coefficients ρ_i en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17 (les coefficients sont reportés dans le Tableau 6). La force de rappel s'élève à -0.0493 (t stat = -5.19), le nombre d'observations par branche est de 25.

Figure 8 : Simulation du scénario contrefactuel (prix de valeur ajoutée, biens)



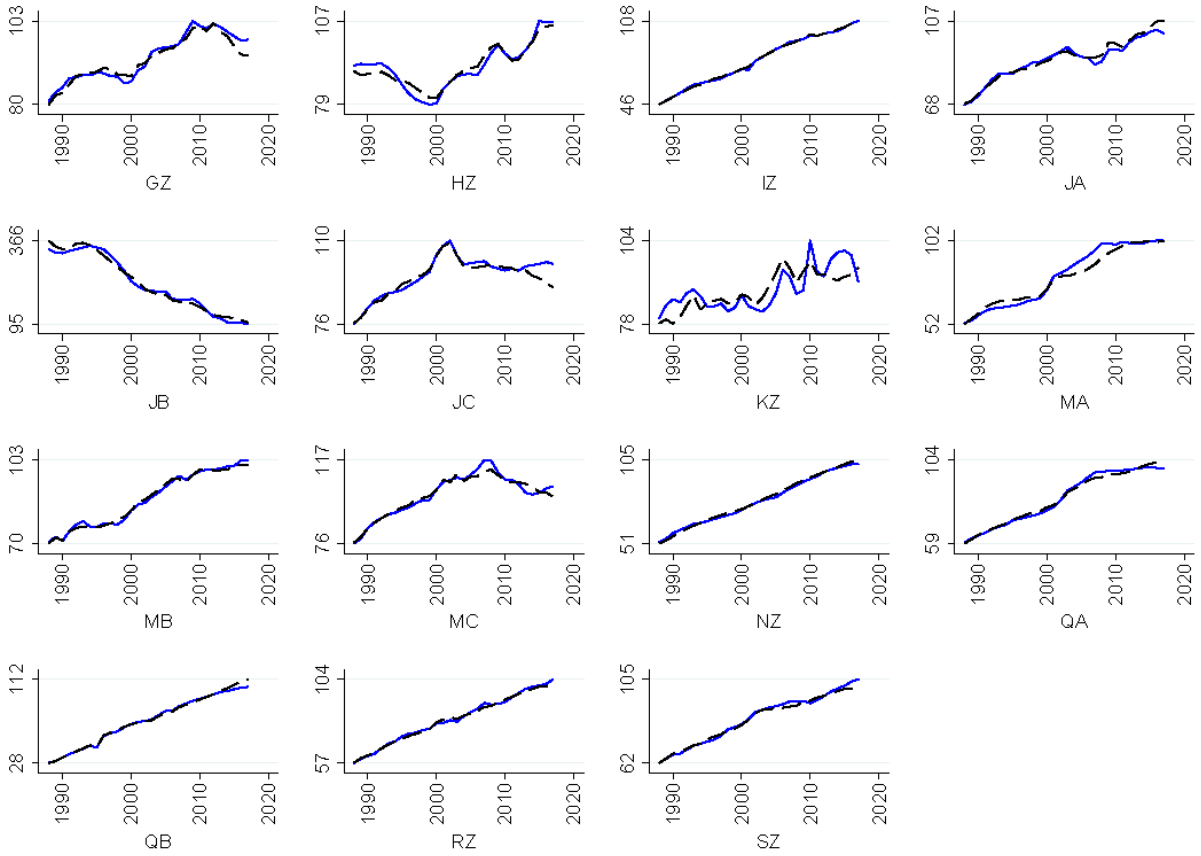
Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

Tableau 6 : Valeurs estimées des coefficients ρ_i

Branches	ρ_i
AZ	0.503 (0.31)
BZ, EZ	2.178*** (3.04)
CA	-0.368 (-1.48)
CI, CJ, CK	-0.328 (-1.34)
CL	-0.749 (-1.31)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.356* (-1.72)
FZ	1.035** (2.07)
GZ	0.480 (1.05)
HZ	-0.968** (-2.57)
IZ	-0.0127 (-0.05)
JA, JB, JC	-0.486** (-2.22)
KZ	-0.314 (-0.38)
MA, MB, MC, NZ	0.266 (1.47)
QA, QB	-0.189 (-1.07)
RZ, SZ	-0.173 (-0.94)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Le t-statistique est présenté entre parenthèses.

Figure 9 : Simulation du scénario contrefactuel (prix de valeur ajoutée, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées.

2.1.5. A propos des prix de production

Nous avons essayé d'estimer les effets des prix en modélisant non pas les prix de valeur ajouté, mais les prix de production. Le passage des prix de valeur ajoutée aux prix de production se réalise normalement par l'application du cadre comptable et de la matrice du TES symétrique. La complication est qu'au lieu d'avoir un effet du CICE de la branche i sur le prix de valeur ajoutée de la branche i, on est suceptible d'avoir un effet du CICE perçu par chaque branche j sur le prix de production de la branche i. En effet le prix de production de la branche i est l'empilement des prix de valeur ajoutée de chaque branche intervenant dans la production d'un produit ou d'un service. Le prix d'une automobile est ainsi établi comme le prix de valeur ajoutée de l'assembleur final de l'automobile, de celui de ses sous-traitants (dans le même secteur ou pas), des inputs nécessaires (importés ou non) et des différentes marges de commerce, de transport. Bien que l'on mesure directement certains prix de production, il n'y a pas d'avantage théorique à considérer plutôt le prix de valeur ajoutée de chaque branche ou son prix de production. Le passage de l'un à l'autre est (macro)comptable et peut se retrouver par la matrice du TES symétrique. Les prix de valeur ajoutée ne présentent qu'un seul avantage : l'hypothèse d'indépendance du traitement CICE entre branches s'exprime plus simplement.

Il est par ailleurs possible d'estimer des équations de prix de production aux contraintes de long terme proches (équivalentes) de celles imposées aux équations de prix de valeur ajoutée. En revanche, nos estimations de l'impact du traitement – en construisant un traitement empilé en utilisant la matrice du TES symétrique – n'ont pas abouti à des résultats cohérents.

Nous préférons écarter l'approche par les prix de production à ce stade. L'hypothèse « le CICE de i ne joue que sur i » nous paraît une hypothèse de départ plus pertinente que l'hypothèse « le CICE de i a des effets sur toutes les branches en même temps ». Exprimer cette hypothèse est plus simple en prix de VA et peut être fait à court comme à long terme dans les équations de prix de VA. L'incohérence des deux approches (prix de VA, prix de production) peut provenir d'une contrainte différente – a priori sur la dynamique, le long terme étant normalement équivalent. Elle peut également provenir d'un passage insuffisamment rigoureux des prix de VA aux prix de production. Dans un cas comme dans l'autre, cela demande plus de travaux pour éclaircir ce mystère.

2.1.6. Equation d'investissement

La modélisation de l'équation d'investissement est proche des formes retenues dans la littérature (Ducoudré et Plane 2015). L'investissement dépend du coût du capital dans le long terme, ainsi que du taux de marge (EBE rapporté à la VA). Ces deux coefficients sont contraints de façon à être égaux entre branches, selon leur regroupement dans la nomenclature A17. Dans le court terme, nous ajoutons également le taux d'utilisation des capacités de production dans les branches industrielles (source Insee). Enfin, une tendance linéaire est ajoutée sur la période 1995-2005. L'équation est estimée entre 1987 et 2012.

$$\begin{aligned}\Delta\log(I_{i,t}) = cte - \gamma.\left(\log\left(\frac{I_{i,t-1}}{VA_{i,t-1}}\right) - \alpha_i.\log(CK_{i,t-1}) - \beta_i.\log(Tx\ marge_{i,t-2})\right) + \kappa_i.\sum_{j=1}^{n}\Delta\log(I_{i,t-j}) \\ + \tau_i.\sum_{j=1}^{n}\Delta\log(VAvol_{i,t-j}) + \omega_i.\sum_{j=0}^{n}\Delta\Delta\log(VAvol_{i,t-j}) + \theta_i.\sum_{j=0}^{n}\Delta\log(TUC_{i,t-j}) \\ + \zeta_i.Trend_{i,95-05} + \partial_{i,t}\end{aligned} \tag{6}$$

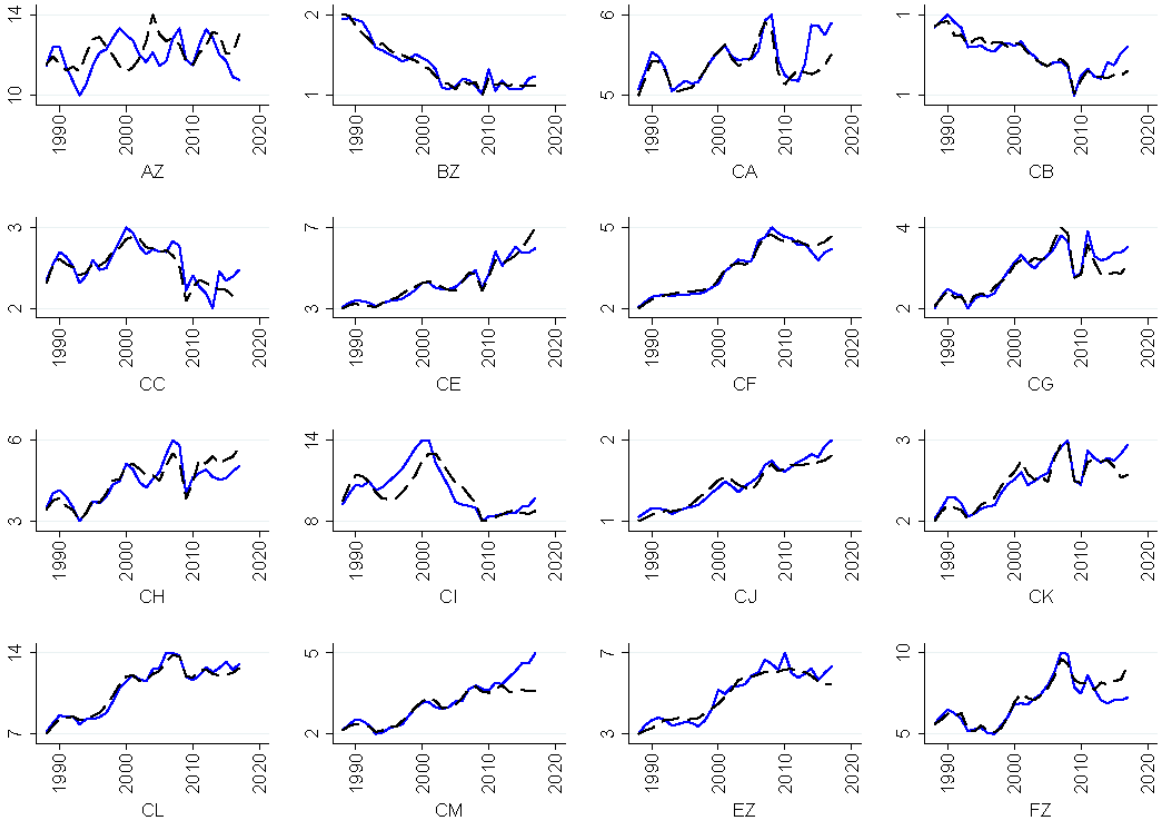
Tableau 7 : Estimation des coefficients de long terme (équation d'investissement)

Branches	Force de rappel	$\log(CK_{i,t-1})$	$\log(Tx\ marge_{i,t-2})$
AZ	-0.344*** (-14.07)	0.151** (2.34)	-0.303* (-1.87)
BZ, EZ	-0.344*** (-14.07)	-0.0230 (-0.23)	0.0794 (0.70)
CA	-0.344*** (-14.07)	-0.269*** (-3.39)	0.0484 (0.27)
CI, CJ, CK	-0.344*** (-14.07)	-0.237*** (-3.26)	-0.0415 (-0.77)
CL	-0.344*** (-14.07)	-0.0171 (-0.15)	0.148* (1.94)
CB, CC, CE, CF, CG, CH, CM	-0.344*** (-14.07)	-0.136*** (-3.49)	0.0638** (2.13)

FZ	-0.344*** (-14.07)	-0.104 (-0.79)	-0.0944 (-0.97)
GZ	-0.344*** (-14.07)	-0.134* (-1.66)	-0.204* (-1.65)
HZ	-0.344*** (-14.07)	-0.105* (-1.93)	0.196 (1.43)
IZ	-0.344*** (-14.07)	-0.214** (-2.01)	-0.335* (-1.85)
JA, JB, JC	-0.344*** (-14.07)	-0.234*** (-3.23)	-0.0115 (-0.18)
KZ	-0.344*** (-14.07)	-0.197 (-0.87)	-0.258 (-1.30)
LZ	-0.344*** (-14.07)	-0.00647 (-0.63)	-0.194 (-0.15)
MA, MB, MC, NZ	-0.344*** (-14.07)	-0.259*** (-4.29)	0.00827 (0.58)
QA, QB	-0.344*** (-14.07)	-0.0419 (-1.06)	-0.132 (-1.23)
RZ, SZ	-0.344*** (-14.07)	-0.202*** (-3.60)	0.0853 (0.38)

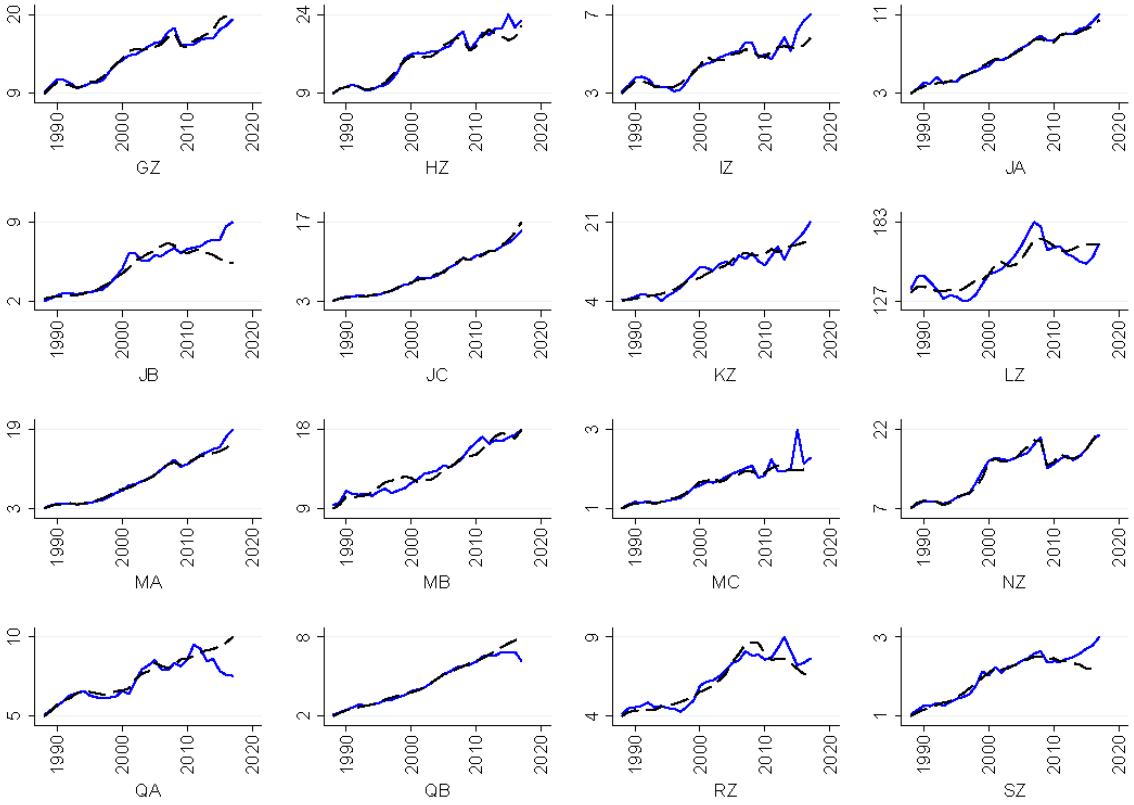
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Estimation MCO. Le t-statistique est présenté entre parenthèses. Période d'estimation : 1987-2012. Observations par branche : 26.

Figure 10 : Simulation du scénario contrefactuel (investissement, biens)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. L'investissement est exprimé en milliards (volume).

Figure 11 : Simulation du scénario contrefactuel (investissement, services)



Données Insee et calculs OFCE. Les courbes continues représentent les variables observées, les courbes pointillées représentent les valeurs simulées. L'investissement est exprimé en milliards (volume).

3. Résultats

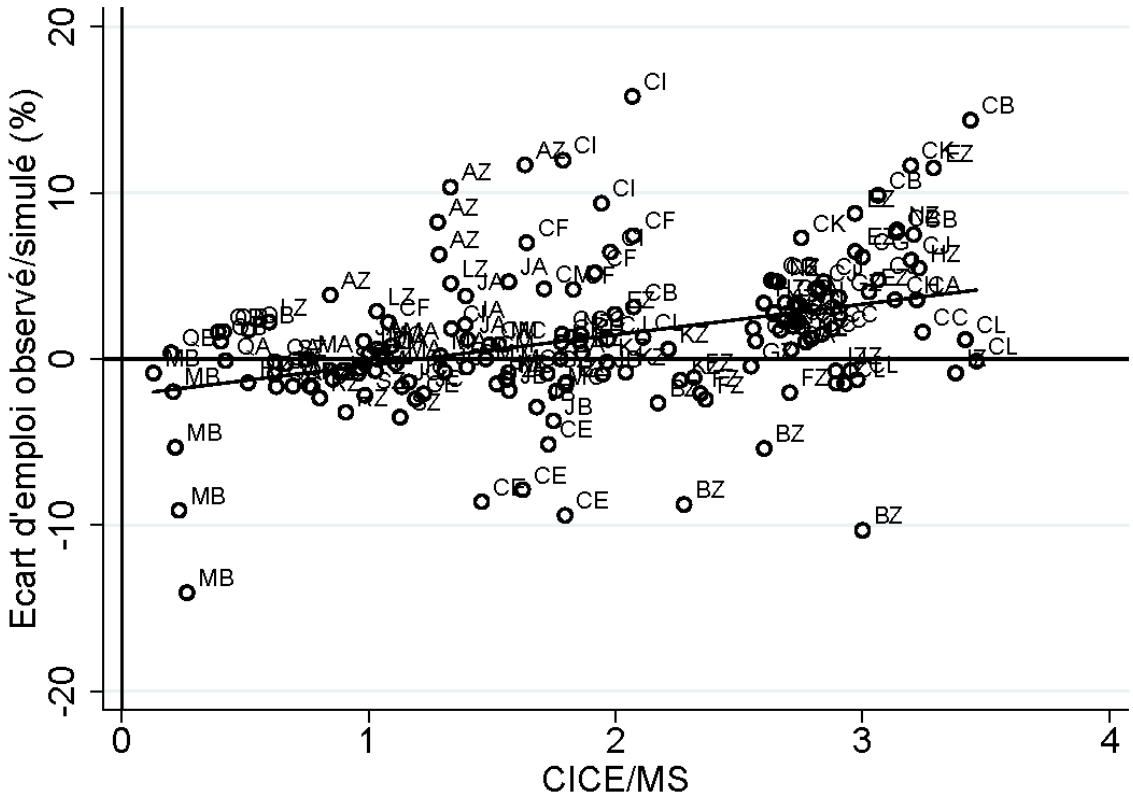
3.1. Effet du CICE sur l'emploi

Nous estimons le modèle suivant sur la période 2013-2017 :

$$\frac{E_{it} - E_{it}^{*}}{E_{it}} = \alpha_E + \beta_E \frac{CICE_{it}}{MS_{it}} + \mu_{E_t} + \epsilon_{it} \tag{7}$$

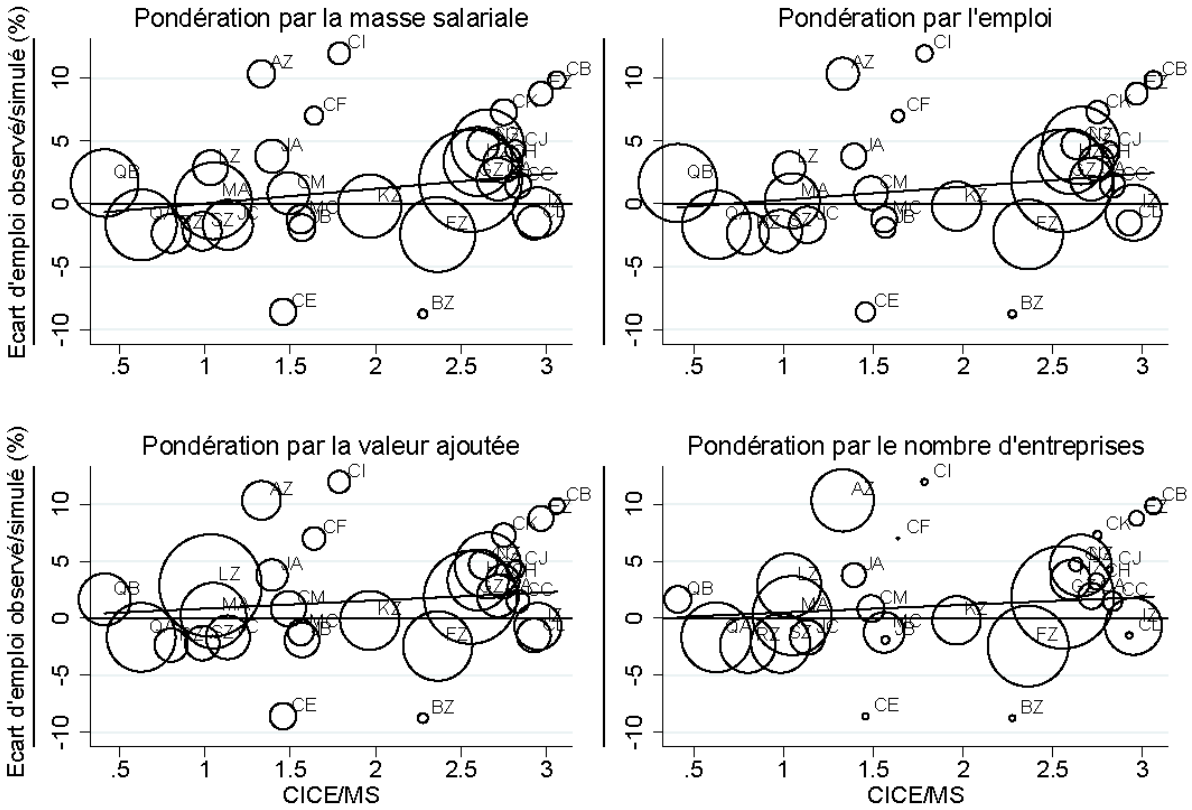
Où E est l'emploi observé, E^* l'emploi simulé, MS la masse salariale et μ_E un effet capturant les éventuels chocs communs à toutes les branches i.

Figure 12 : Régression non pondérée, emploi, 2013-2017



Note : La branche MB sera (par la suite) retirée de l'échantillon.

Figure 13 : Régressions pondérées, emploi, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. MB est exclue.

Tableau 8 : Effets du CICE sur l'emploi, échantillon total, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	1.401***	0.930***	0.816***	0.627**	0.516*
	(0.411)	(0.245)	(0.233)	(0.269)	(0.301)
Constante	-1.418	-1.309**	-1.108**	-0.478	-0.618
	(0.927)	(0.559)	(0.550)	(0.592)	(0.638)
Observations	154	154	154	154	154
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.110	0.164	0.162	0.131	0.067

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 9 : Effets du CICE sur l'emploi, biens, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.699	0.732	-0.100	-0.686	-5.296***
	(1.022)	(0.901)	(0.909)	(0.916)	(0.799)
Constante	-0.189	-1.044	0.369	1.409	7.678***
	(2.110)	(1.748)	(1.756)	(1.796)	(1.450)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.063	0.053	0.050	0.052	0.399

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 10 : Effets du CICE sur l'emploi, services, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.821***	0.954***	0.868***	0.714**	1.041***
	(0.309)	(0.243)	(0.239)	(0.270)	(0.261)
Constante	-0.911	-1.321**	-1.181**	-0.528	-1.346**
	(0.647)	(0.558)	(0.574)	(0.583)	(0.567)
Observations	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.140	0.298	0.283	0.263	0.253

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats sont reportés dans le Tableau 8, le Tableau 9 et le Tableau 10, alors de la Figure 12 et la Figure 13 permettent une visualisation graphique. Les coefficients positifs et significatifs suggèrent un effet positif du CICE sur l'emploi, avec une magnitude relativement importante et variable selon la pondération appliquée. Ainsi, 1 point de CICE (rapporté à la masse salariale) aurait augmenté l'emploi d'une branche entre 0.52-1.40% par rapport à une autre branche, selon la pondération retenue.

Les résultats sont plus constants au gré des pondérations lorsque l'échantillon est divisé selon le type de production (biens ou services). Alors que le CICE ne semble pas associé à des créations/sauvegardes d'emplois dans les biens, les coefficients sont systématiquement significatifs dans les services. Ils semblent également plus stables en termes de magnitude, ce qui s'explique par une plus faible

hétérogénéité. Toutefois, nous avions noté dans notre précédent rapport le caractère particulier de l'année 2017 concernant l'emploi. En effet, l'année 2017 est caractérisée par une augmentation des consommations et restitutions du CICE millésimé 2013, lesquelles sont probablement corrélées aux créances 2017. Ces restitutions et consommations peuvent biaiser notre résultat à la hausse. De plus, la prime à l'embauche pour les PME est un dispositif susceptible d'être corrélé au CICE, mais que nous ne pouvons pas contrôler dans nos estimations[16].

Pour ces raisons, nous ré-estimons le modèle en retirant l'année 2017 de l'échantillon (Tableau 11).

Tableau 11 : Effets du CICE sur l'emploi, services, 2013-2016

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.450	0.537**	0.467**	0.382	0.623**
	(0.297)	(0.231)	(0.223)	(0.255)	(0.236)
Constante	-0.520	-0.821*	-0.700	-0.161	-0.870*
	(0.554)	(0.474)	(0.476)	(0.495)	(0.458)
Observations	59	59	59	59	59
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.064	0.164	0.160	0.138	0.151

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les coefficients apparaissent nettement plus faibles et demeurent dans la plupart des cas significatifs. En retenant la pondération par le nombre d'entreprises, un point de CICE serait associé à une hausse de 0.62% de l'emploi dans les services, alors que l'impact serait nul dans les biens[17]. Lorsque l'ensemble de l'échantillon est estimé sur la période 2013-2016 (tableau 12), les coefficients apparaissent également plus faibles par rapport aux résultats du tableau 8 incluant l'année 2017.

[16] Un autre contrôle consistant à régresser l'écart entre emploi observé et simulé sur la part de la masse salariale inférieure à 1,6 SMIC aurait permis de contrôler l'effet potentiel des allègements de cotisations sociales mis en œuvre dans le cadre du Pacte de responsabilité à partir de 2015. Ne disposant pas de cette part ventilée en 38 branches, nous n'avons pu réaliser ce contrôle.

[17] Lorsque l'année 2017 est retirée de l'échantillon « biens », les coefficients demeurent non significatifs (résultat non reporté).

Tableau 12 : Effets du CICE sur l'emploi, échantillon total, 2013-2016

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	1.197***	0.609**	0.489**	0.396	0.167
	(0.405)	(0.242)	(0.229)	(0.267)	(0.300)
Constante	-1.142	-0.893*	-0.685	-0.197	-0.205
	(0.832)	(0.498)	(0.486)	(0.531)	(0.574)
Observations	123	123	123	123	123
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016	2013-2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.087	0.086	0.082	0.059	0.025

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

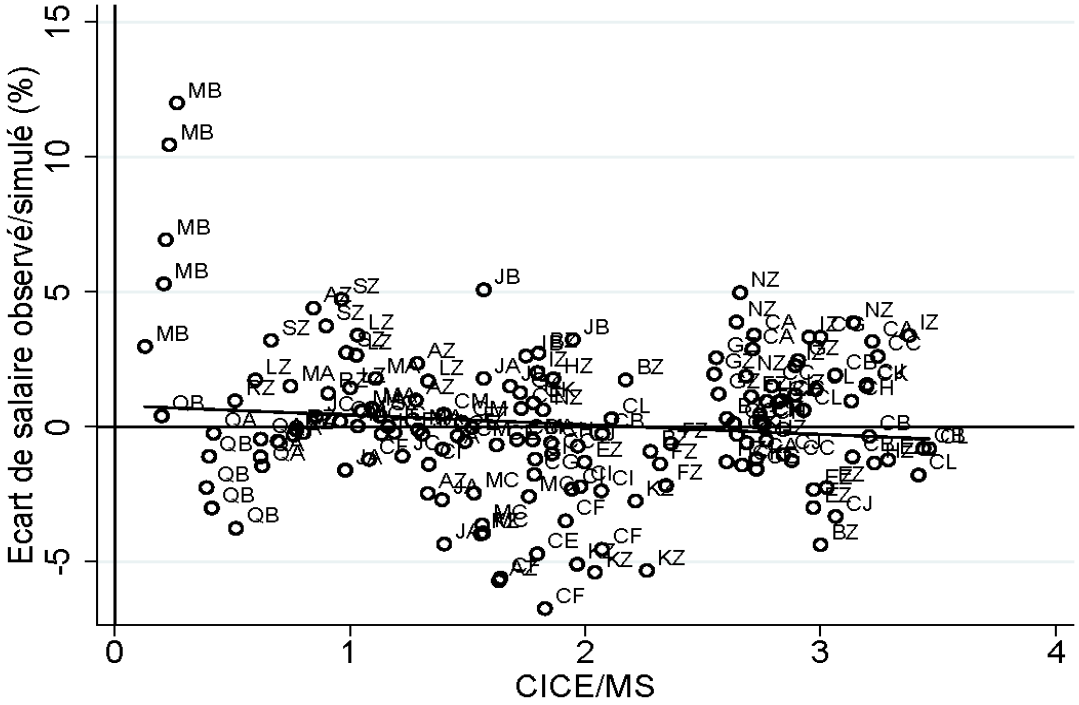
3.2. Effet du CICE sur le salaire moyen par tête

Nous estimons le modèle suivant sur la période 2013-2017 :

$$\frac{W_{it} - W_{it}^{*}}{W_{it}} = \alpha_W + \beta_W \frac{CICE_{it}}{MS_{it}} + \mu_{W_t} + \epsilon_{it} \tag{8}$$

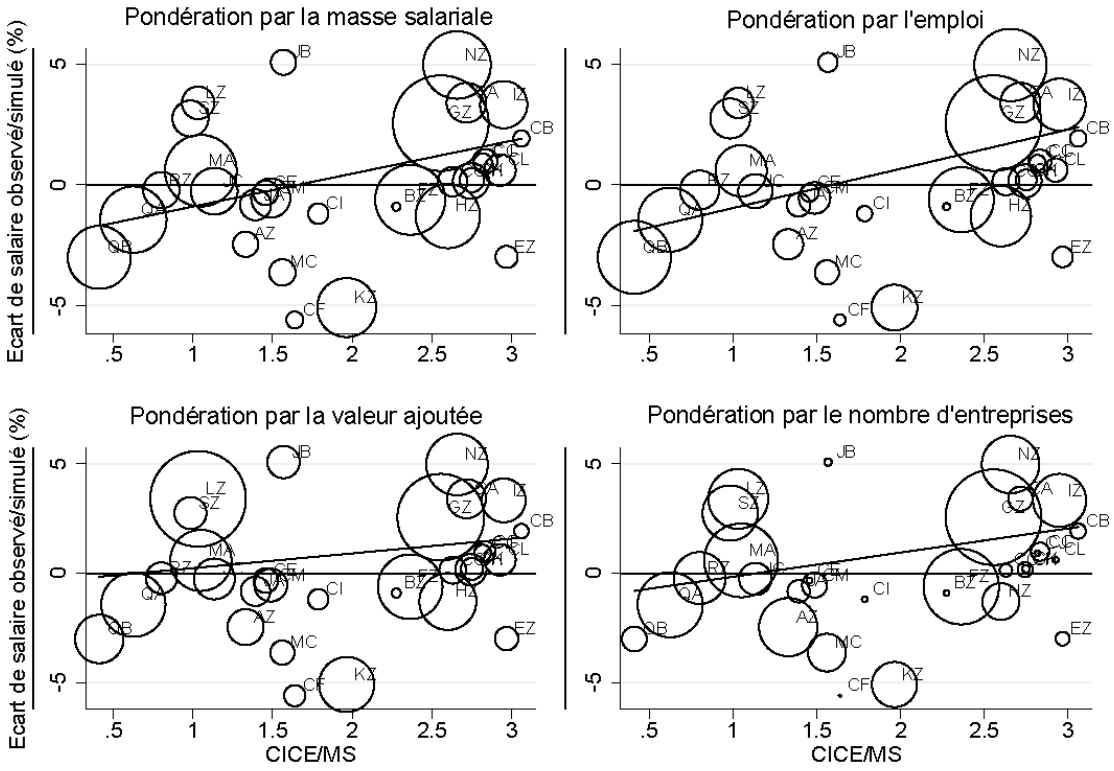
Où W représente le salaire moyen par tête et W* la simulation.

Figure 14 : Régression non pondérée, SMPT, 2013-2017



Note : La branche MB sera (par la suite) retirée de l'échantillon.

Figure 15 : Régressions pondérées, SMPT, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. MB est exclue.

Tableau 13 : Effets du CICE sur le SMPT, échantillon total, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.267	0.787***	0.990***	0.327	0.507**
	(0.239)	(0.209)	(0.192)	(0.225)	(0.226)
Constante	-0.106	-0.591	-0.690	0.223	0.401
	(0.540)	(0.476)	(0.452)	(0.494)	(0.480)
Observations	154	154	154	154	154
Branches	31	31	31	31	31
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.021	0.096	0.158	0.024	0.039

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 14 : Effets du CICE sur le SMPT, biens, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.828**	0.653*	0.605	0.682	0.177
	(0.412)	(0.380)	(0.405)	(0.412)	(0.454)
Constante	-1.369	-1.137	-0.937	-0.943	0.927
	(0.850)	(0.737)	(0.782)	(0.808)	(0.823)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.071	0.102	0.086	0.063	0.118

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 15 : Effets du CICE sur le SMPT, services, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.680*	1.023***	1.229***	0.586*	0.727**
	(0.374)	(0.302)	(0.265)	(0.325)	(0.297)
Constante	-0.137	-0.611	-0.713	0.139	0.127
	(0.784)	(0.694)	(0.635)	(0.703)	(0.646)
Observations	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.056	0.149	0.243	0.056	0.086

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les estimations reportées dans le Tableau 13, le Tableau 14 et le Tableau 15 tendent à confirmer l'hypothèse d'un effet positif du CICE sur les salaires, plus particulièrement dans les services. La spécificité de l'année 2017 (liée aux consommations et restitutions importantes du millésime 2013) ne semble pas exercer d'impact sur l'évolution du salaire moyen par tête, contrairement à l'emploi[18].

La magnitude de l'effet est variable selon les pondérations : ainsi, un point de CICE (rapporté à la masse salariale) aurait augmenté le salaire moyen par tête de 0.59 % à 1.23%.

3.3. Effet du CICE sur le prix à l'exportation

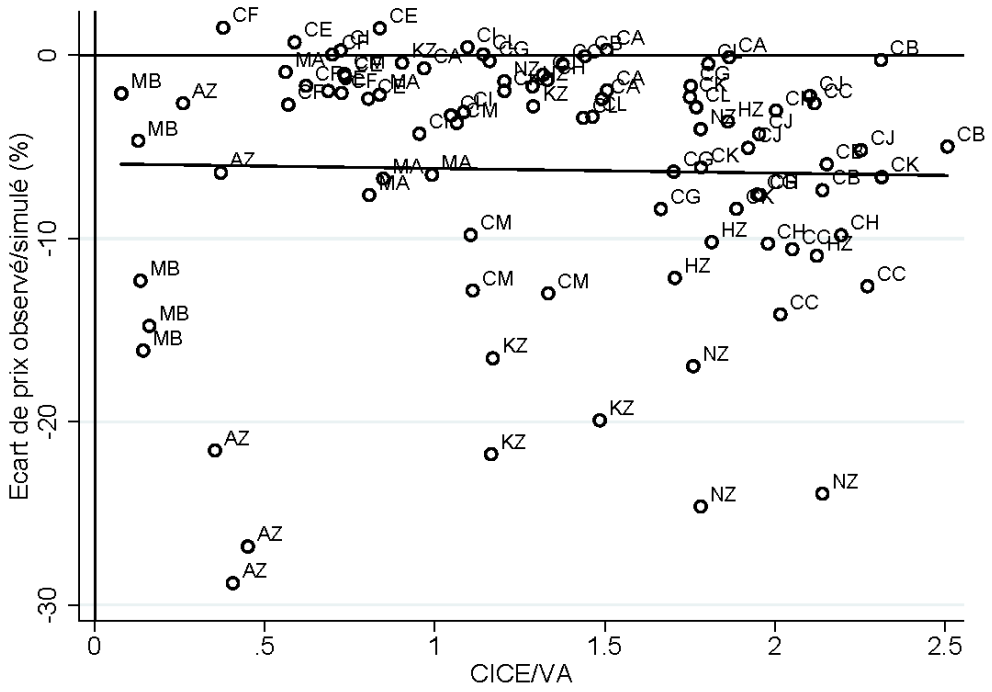
Nous estimons les effets du CICE sur les prix à l'exportation (équation (9)).

$$\frac{Pexp_{it} - Pexp^{*}_{it}}{Pexp_{it}} = \alpha_{exp} + \beta_{exp}\frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \epsilon_{it} \tag{9}$$

Où $Pexp$ est le prix à l'exportation observé, $Pexp*$ la simulation.

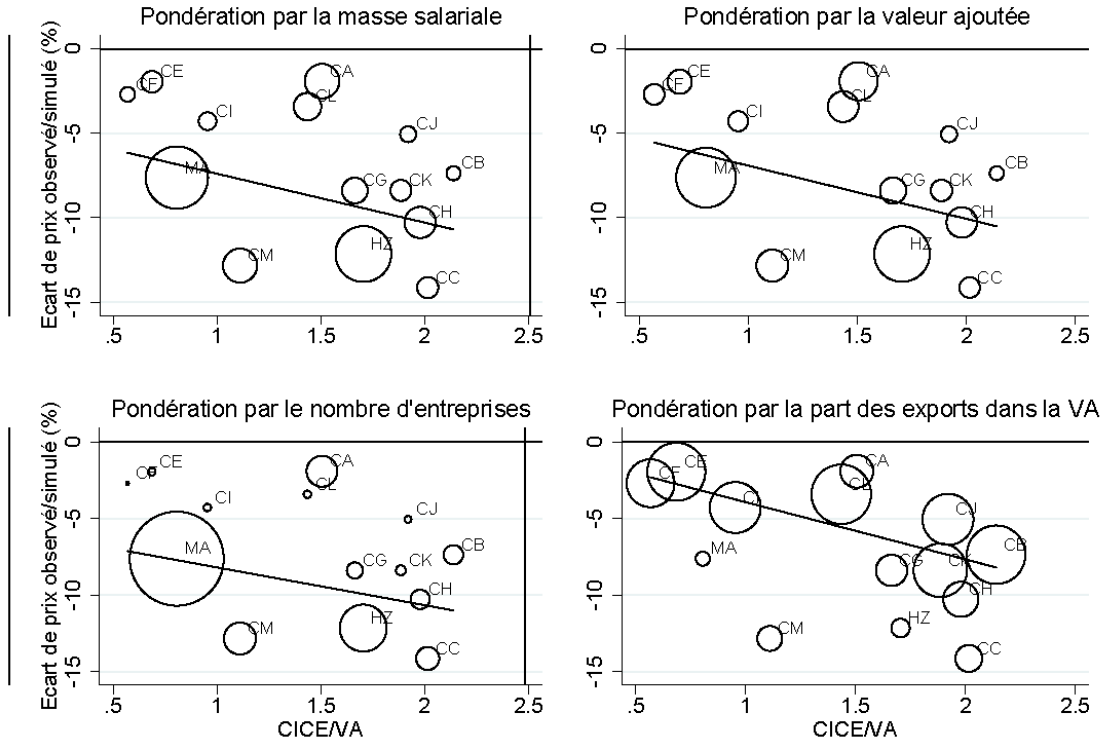
[18] Résultat non reporté. Voir le rapport précédent pour une présentation de l'effet entre 2013 et 2017.

Figure 16 : Régression non pondérée, prix à l'export, 2013-2017



Note : Les branches AZ, KZ, MB, NZ seront (par la suite) retirées de l'échantillon.

Figure 17 : Régressions pondérées, prix à l'export, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. AZ, KZ, MB et NZ sont exclues.

Tableau 16 : Effets du CICE sur le prix à l'export, 2013-2017

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.437***	-1.851**	-1.933**	-2.071***	-1.388**	-2.583***
	(0.670)	(0.710)	(0.789)	(0.738)	(0.562)	(0.453)
Constante	1.973*	0.850	0.990	1.134	0.128	2.394***
	(1.014)	(1.002)	(1.120)	(1.040)	(0.727)	(0.713)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.550	0.590	0.574	0.557	0.699	0.643

Ecarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats présentés dans le Tableau 16 suggèrent que, contrairement aux estimations réalisées avec la nomenclature A17, l'impact du CICE sur les prix à l'export est statistiquement significatif. Cette différence s'explique par le fait que la nomenclature A38 offre une désagrégation plus fine des branches industrielles, lesquelles sont également les plus exportatrices[19]. En revanche, l'écart entre les valeurs observées et simulées est important et la dispersion relativement forte (Figure 16 et Figure 17). Cet écart plus important qu'avec les précédentes variables (emploi et salaire) se répercute sur la magnitude des coefficients estimés (Tableau 16). Ces derniers apparaissent particulièrement élevés en valeur absolue et incompatibles avec les créances réellement perçues par les branches de l'échantillon. Par prudence, nous interpréterons ce résultat comme une tendance, sans quantifier précisément la part de CICE affectée à la modération des prix à l'export. Cette tendance est confortée par la significativité des coefficients, quelle que soit la pondération considérée.

3.4. Effet du CICE sur les prix de valeur ajoutée

3.4.1. Effet direct

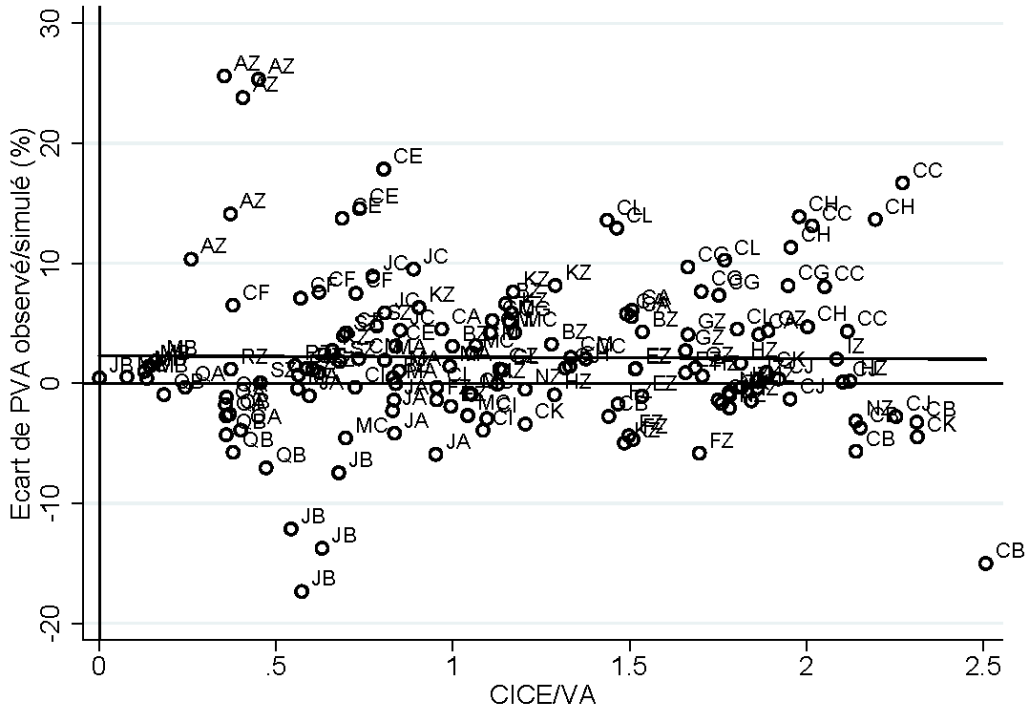
Nous estimons le modèle suivant :

$$\frac{PVA_{it} - PVA^*_{it}}{PVA_{it}} = \alpha_0 + \phi_0 \frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \mu_{PVA_t} + \epsilon_{it} \tag{11}$$

[19] Ce constat est confirmé par les résultats concernant le prix de valeur ajoutée. Voir ci-après.

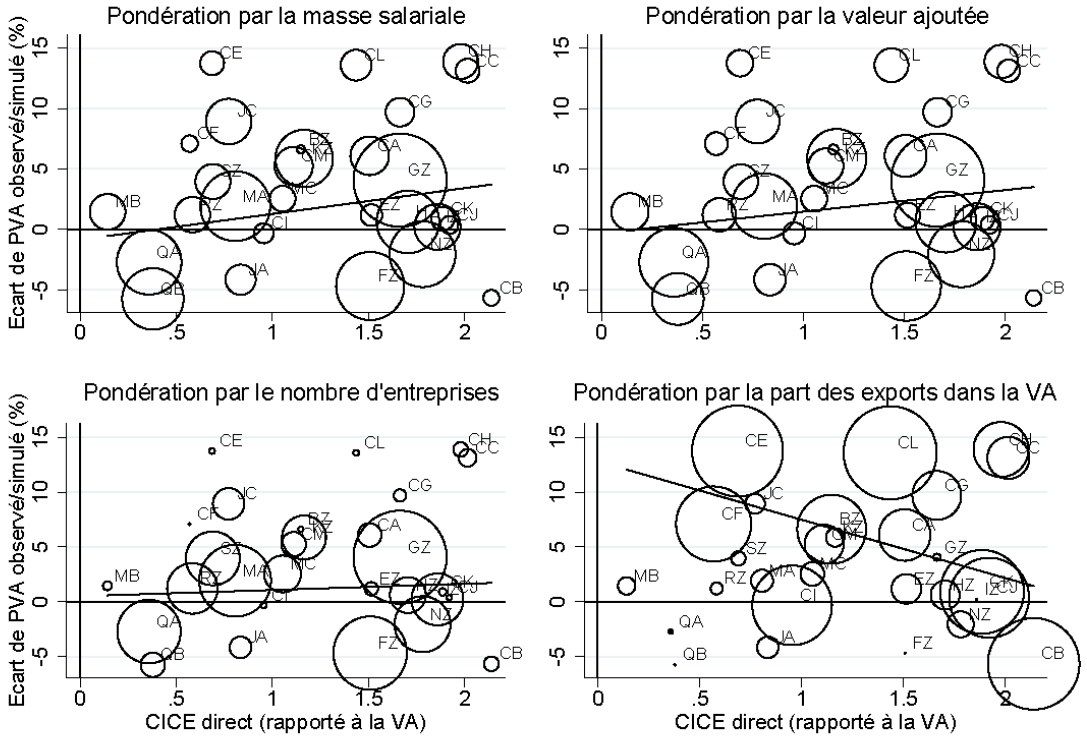
Où *PVA* est le prix de valeur ajoutée observé et *PVA** la simulation.

Figure 18 : Régression non pondérée, CICE direct, 2013-2017



Note : Les branches AZ et JB seront (par la suite) retirées de l'échantillon, ainsi que le point bas de CB.

Figure 19 : Régressions pondérées, CICE direct, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. AZ et JB sont exclues.

Tableau 17 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, échantillon total

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.706	1.566**	1.921***	1.312**	0.514	-4.373***
	(0.739)	(0.638)	(0.573)	(0.652)	(0.558)	(0.863)
Constante	0.015	-0.779	-1.226	-0.504	-0.181	5.051***
	(1.109)	(0.942)	(0.877)	(0.960)	(0.781)	(1.304)
Observations	144	144	144	144	144	144
Branches	29	29	29	29	29	29
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.048	0.054	0.081	0.042	0.015	0.247

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 18 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, biens

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.211	0.364	2.102	-0.793	4.147	-4.878***
	(1.440)	(2.172)	(2.328)	(2.100)	(2.651)	(1.234)
Constante	3.304	0.409	-1.390	1.642	-4.455	5.680***
	(2.044)	(2.701)	(2.850)	(2.614)	(2.894)	(1.862)
Observations	74	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.120	0.027	0.030	0.029	0.060	0.280

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 19 : Effet du CICE direct sur les prix de valeur ajoutée, services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.576	1.404**	1.670***	1.264*	0.907	-1.378*
	(0.769)	(0.696)	(0.626)	(0.691)	(0.641)	(0.770)
Constante	-0.265	-0.648	-1.036	-0.491	-0.336	0.805
	(1.079)	(1.046)	(0.979)	(1.042)	(0.913)	(1.085)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.019	0.071	0.106	0.063	0.060	0.079

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats de l'estimation de l'effet direct du CICE sur les prix de valeur ajoutée sont présentés dans les tableaux ci-dessus. Les coefficients apparaissent très variables selon les pondérations, suggérant une forte hétérogénéité de l'effet. Seule la pondération par la part des exportations dans la VA est négative, suggérant que l'exposition à la concurrence internationale conditionne probablement les effets du CICE sur les prix des entreprises. En revanche, la pondération par le nombre d'entreprises n'est pas significative.

Ce premier résultat doit être tempéré en raison de son caractère incomplet. En effet, avons émis l'hypothèse qu'outre des effets directs, le CICE est susceptible d'exercer des effets indirects *via* sa diffusion au sein de la chaîne de production. Ainsi, une entreprise percevant un crédit d'impôt et le répercutant sur son prix peut provoquer une baisse des prix des entreprises consommant sa production, qui à son tour transmettra l'effet aux entités situées en aval de la chaîne de production.

La prise en compte de ce phénomène de diffusion est indispensable dans la mesure où des branches initialement peu exposées au CICE (en raison de la composition de leur masse salariale) peuvent bénéficier du dispositif par le biais de leurs consommations intermédiaires (Hagneré et Legendre, 2016). Ignorer ces effets de diffusion équivaut à estimer l'équation (11) avec un biais de variable omise, perturbant ainsi l'estimation du paramètre ϕ_0. Cette omission peut expliquer l'inconstance de l'effet direct au gré des pondérations et, de façon plus générale, être une source d'erreur dans la magnitude du coefficient estimé.

3.4.2. Effet indirect du CICE

Les effets indirects du CICE résultent des consommations intermédiaires interbranche. Une branche consommant des biens ou services bénéficiera du CICE de ses fournisseurs, si le dispositif est associé à des baisses de prix. Il est donc nécessaire, dans un premier temps, d'estimer la mesure dans laquelle chaque branche répercute les variations des prix des consommations intermédiaires sur son propre prix. Ce comportement est capturé par les coefficients ρ_i, dont nous avons déjà présenté les valeurs dans le Tableau 6.

Ensuite, il suffit de déterminer le montant de CICE dont bénéficie chaque branche ainsi que ses liens commerciaux avec les autres branches. Nous utilisons les coefficients ρ_i, le tableau des entrées intermédiaires symétrique et les valeurs de crédit d'impôt reçues par chaque branche afin de déterminer la diffusion du CICE dans la chaîne de production. Cette diffusion est calculée de la façon suivante[20] :

$$\mathbf{EI} = \left[\left(\mathbf{I} - \boldsymbol{\rho}.\frac{\mathbf{P}}{\mathbf{CI}}.\mathbf{A}.(\mathbf{I}-\mathbf{A})^{-1}.\frac{\mathbf{VA}}{\mathbf{P}}\right)^{-1} - \mathbf{I}\right]\frac{\mathbf{CICE}}{\mathbf{VA}}$$

Où :

- **EI** est le CICE indirect reçu ;
- $\boldsymbol{\rho}$ est une matrice dont les termes diagonaux sont les ρ_i ;
- $\frac{\mathbf{P}}{\mathbf{CI}}$ est une matrice dont les termes diagonaux sont la production sur les consommations intermédiaires ;
- $\mathbf{A} = \left[\frac{CI_{ij}}{P_i}\right]$ est la matrice des coefficients techniques dont les valeurs sont nulles sur la diagonale ;
- $\frac{\mathbf{VA}}{\mathbf{P}}$ est une matrice dont les termes diagonaux sont la valeur ajoutée sur la production ;
- I est une matrice identité ;

Les termes diagonaux imposés à 0 sur la matrice **A** permettent d'exclure l'auto-consommation. Le CICE indirect ne peut transiter par l'auto-consommation puisqu'il résulte du CICE versé aux autres branches. Par cohérence, nous avons également calculé les coefficients ρ_i en excluant la consommation intra-branche.

A priori, la prise en compte des effets indirects est ambiguë quant à l'impact sur les prix de valeur ajoutée. Un scénario où les entreprises répercutent le CICE perçu indirectement sur leur prix est envisageable, ce qui aurait pour conséquence d'augmenter le coefficient ϕ en valeur absolue. Un comportement consistant à augmenter les marges ou verser des primes *via* le CICE perçu indirectement est également plausible, tout particulièrement de par la subtilité du phénomène : sauf cas particulier où une entreprise impose un prix à ses fournisseurs, la baisse du prix des consommations intermédiaires résultant du CICE indirect n'est pas nécessairement imputée à ce dernier, justifiant la différence de comportement entre CICE perçu directement et indirectement. Dans une configuration où le CICE indirect augmente les marges des entreprises (ou les primes versées), le nouveau coefficient ϕ sera inférieur (en valeur absolue) par rapport à l'estimation précédente.

Puisque EI représente le CICE indirect, nous pouvons calculer l'impact global du CICE sur les prix de valeur ajoutée.

[20] Le détail du calcul est disponible en annexe.

$$\frac{PVA_{it} - PVA^*_{it}}{PVA_{it}} = \alpha_1 + \phi_1\left(\frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + EI_{it}\right) + \mu_{PVA_t} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

Tableau 20 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, échantillon total

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-0.292	-0.008	0.509	-0.236	-0.917**	-2.756***
	(0.546)	(0.560)	(0.526)	(0.554)	(0.446)	(0.635)
Constante	0.868	0.537	-0.046	0.803	1.035	3.458***
	(1.079)	(1.046)	(0.979)	(1.042)	(0.913)	(1.085)
Observations	144	144	144	144	144	144
Branches	29	29	29	29	29	29
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.044	0.013	0.013	0.015	0.039	0.214

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 21 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, biens

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.684***	-5.588***	-6.068***	-5.346***	-6.391***	-3.065***
	(0.803)	(0.951)	(0.995)	(0.899)	(0.904)	(0.899)
Constante	4.053**	7.224***	8.001***	7.009***	8.267***	3.897**
	(1.622)	(1.703)	(1.741)	(1.657)	(1.558)	(1.691)
Observations	74	74	74	74	74	74
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.218	0.354	0.365	0.360	0.439	0.244

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 22 : Effet du CICE direct et indirect sur les prix de valeur ajoutée, services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	0.541	1.370*	1.675**	1.249*	0.873	-1.466*
	(0.791)	(0.722)	(0.651)	(0.711)	(0.643)	(0.835)
Constante	-0.208	-0.548	-0.964	-0.413	-0.289	0.699
	(1.064)	(1.039)	(0.977)	(1.033)	(0.906)	(1.058)
Observations	70	70	70	70	70	70
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.017	0.065	0.099	0.059	0.058	0.077

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats présentés dans le Tableau 20, le Tableau 21 et le Tableau 22 montrent que l'impact du CICE direct et indirect est essentiellement localisé dans les branches industrielles, agricoles et la construction. Les effets sont faiblement significatifs et inconstants dans les services, d'où l'impossibilité d'apporter une conclusion claire dans ces branches. En revanche, les coefficients sont systématiquement négatifs et significatifs dans les autres branches (biens), avec une magnitude toutefois très élevée. Cette magnitude est incompatible avec les montants de CICE réellement reçus par ces branches, c'est pourquoi nous n'interpréterons ce résultat qu'en termes de tendance. Nous observons un impact manifestement négatif du CICE sur les prix de valeur ajoutée dans le sous-échantillon « biens », sans qu'il ne soit possible de quantifier précisément cet impact.

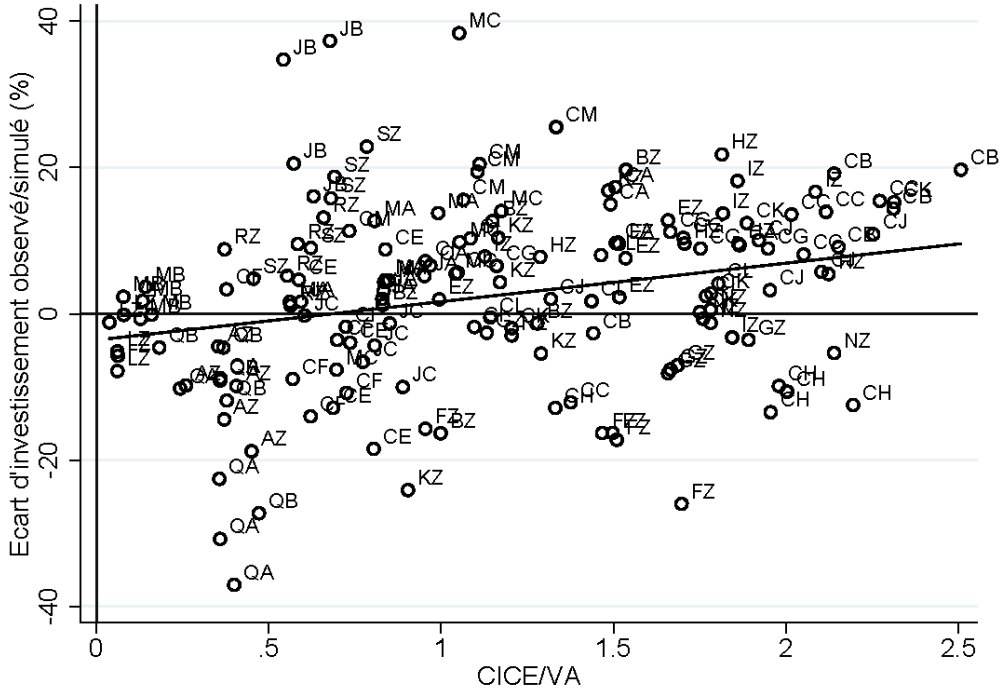
3.5. Effet du CICE sur l'investissement

Nous estimons le modèle suivant :

$$\frac{I_{it} - I_{it}^{*}}{I_{it}} = \alpha_I + \beta_I \frac{CICE_{it}}{VA_{it}} + \mu_{I_t} + \epsilon_{it} \tag{11}$$

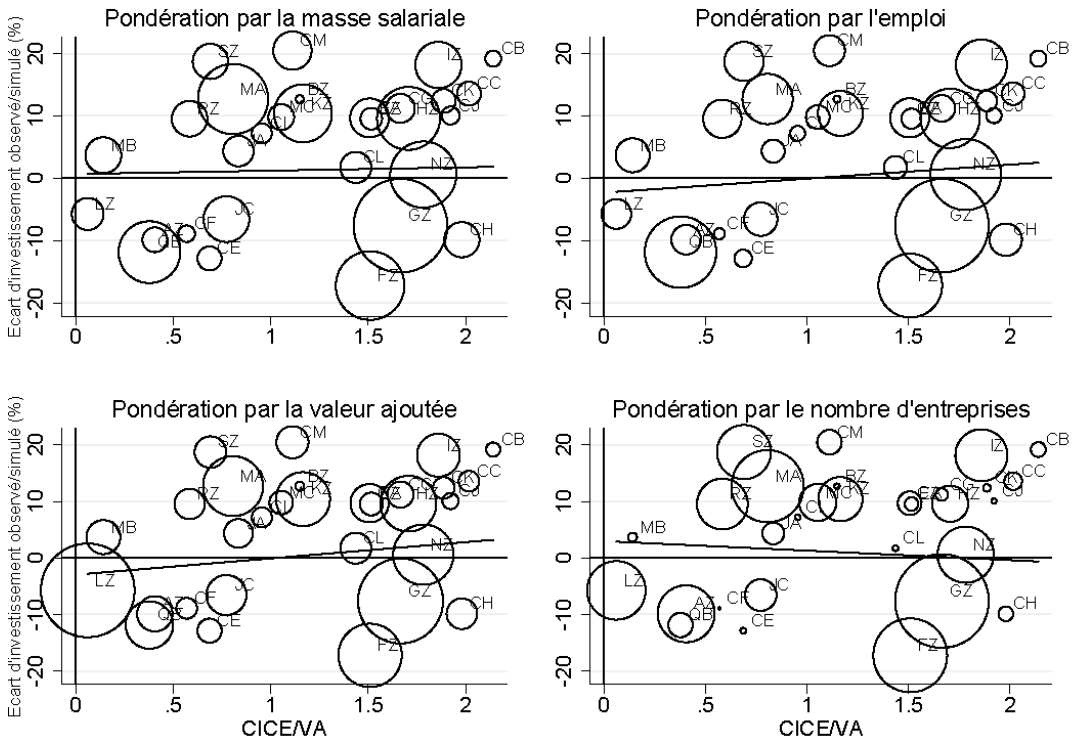
Où *I* est le prix de valeur ajoutée observé et *I** la simulation.

Figure 20 : Régression non pondérée, investissement, 2016



Note : Les branches JB et QA seront (par la suite) retirées de l'échantillon, ainsi que les points extrêmes de QB et MC.

Figure 21 : Régressions pondérées, investissement, 2016



Note : Pour des raisons de présentation, seule l'année 2016 est représentée. Voir les tableaux ci-après. JB et QA sont exclues

Tableau 23 : Effet du CICE sur l'investissement, échantillon total

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	4.059***	-0.267	0.685	1.705	-1.732
	(1.479)	(1.742)	(1.644)	(1.319)	(1.696)
Constante	-4.266*	-2.176	-2.733	-3.651*	-1.475
	(2.278)	(2.516)	(2.442)	(2.136)	(2.504)
Observations	148	148	148	148	148
Branches	30	30	30	30	30
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.089	0.021	0.015	0.026	0.029

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 24 : Effet du CICE sur l'investissement, biens

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	8.013***	1.868	4.203	4.477	2.183
	(2.420)	(4.203)	(3.938)	(3.492)	(2.628)
Constante	-8.939**	-6.426	-9.416*	-8.747*	-11.769***
	(3.631)	(5.502)	(5.280)	(4.766)	(3.745)
Observations	80	80	80	80	80
Branches	16	16	16	16	16
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.154	0.014	0.028	0.034	0.057

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 25 : Effet du CICE sur l'investissement, services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	2.299	0.028	0.578	2.096	-2.563
	(2.031)	(2.054)	(1.961)	(1.548)	(2.000)
Constante	-2.115	-1.608	-1.552	-3.031	1.450
	(2.924)	(3.020)	(2.971)	(2.558)	(2.984)
Observations	68	68	68	68	68
Branches	14	14	14	14	14
Période	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017	2013-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.095	0.056	0.041	0.074	0.097

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Les résultats font apparaître des effets inconstants. En effet, le coefficient associé au CICE n'est significatif qu'en l'absence de pondération (échantillon complet et sous-échantillon « biens »). De plus, la magnitude des coefficients estimés apparaît très volatile et incite à la prudence concernant l'interprétation des résultats.

Cet impact incertain sur l'investissement peut s'expliquer pour plusieurs raisons. Tout d'abord, même si les entreprises peuvent être incitées à investir davantage en raison du rétablissement des marges engendré par le CICE, il est possible qu'un certain temps soit nécessaire pour que les effets soient visibles. Des investissements nécessitent une visibilité sur l'avenir, or les entreprises ont pu interpréter le CICE comme un dispositif à la pérennité incertaine, notamment les premières années[21]. De plus, un accroissement des investissements nécessite un processus de décision parfois long, d'où des effets visibles plusieurs années après la mise en place du dispositif. Ensuite et comme suggéré par (Guillou 2018), l'impact du CICE sur l'investissement n'est pas direct et passe par des canaux indirects tels que le désendettement, le rétablissement des marges et plus généralement par le relâchement des contraintes financières. Enfin, le CICE peut être perçu par les entreprises comme une baisse du coût du travail, favorisant la substitution travail/capital au détriment des investissements, hypothèse cohérente avec nos résultats concernant l'emploi. Le caractère indirect des effets du CICE sur l'investissement, ainsi que sa perception comme une baisse du coût du travail de la part des entreprises pourraient donc expliquer le manque de significativité des résultats. A l'instar des autres travaux d'évaluation ou de suivi du CICE[22], nos résultats ne permettent pas de conclure à un effet du dispositif sur l'investissement au niveau macro-sectoriel.

[21] La créance n'étant pas versée immédiatement aux entreprises, la réaction des entreprises a pu être d'autant plus différée.

[22] Voir le rapport publié par France Stratégie (2018), section 2.

4. Tests de robustesse

Nous réalisons deux tests afin de nous assurer de la robustesse des résultats. Tout d'abord, nous réalisons un test de falsification permettant de contrôler que la construction de notre contrefactuel est bien exogène au CICE. Pour cela, nous régressons la différence entre les données observées et simulées de chaque branche en 2012 (soit un an avant l'annonce du dispositif) sur le CICE reçu en 2013. Pour que notre test de falsification soit validé, le coefficient estimé doit être non significativement différent de zéro. Dans le cas contraire, la construction du contrefactuel devrait être remise en question puisque le CICE serait corrélé à la différence entre les deux scénarios (observé et simulé) avant même sa mise en place.

Le second test de robustesse consiste à estimer les modèles présentés dans la section 3 en excluant systématiquement l'année 2013. Les estimations issues de micro-données ne détectent pas d'effet du CICE durant cette année, justifiant son exclusion à titre exploratoire.

Tableau 26 : Test de falsification : Effet du CICE sur l'emploi en 2012, services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.336	0.272	0.372	0.318	0.454
	(0.365)	(0.313)	(0.272)	(0.288)	(0.394)
Constante	-0.160	0.125	-0.0449	0.0305	-0.114
	(0.437)	(0.421)	(0.372)	(0.362)	(0.501)
Observations	14	14	14	14	14
R2	0.066	0.059	0.135	0.092	0.100

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 27 : Test de falsification : Effet du CICE sur le SMPT en 2012, services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.0422	-0.232	-0.406	0.330	0.602
	(0.801)	(0.523)	(0.533)	(0.546)	(0.601)
Constante	0.331	0.761	0.996	-0.214	-0.643
	(0.957)	(0.703)	(0.728)	(0.685)	(0.765)
Observations	14	14	14	14	14
R2	0.000	0.016	0.046	0.030	0.077

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 28 : Test de falsification : Effet du CICE sur le prix à l'exportation en 2012

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/ VA
CICE/VA	-0.0100	-0.957*	-1.105*	-0.856	-0.926**	0.324
	(0.522)	(0.501)	(0.544)	(0.530)	(0.354)	(0.457)
Constante	-0.716	-0.0451	0.0997	-0.125	-0.161	-0.850
	(0.559)	(0.508)	(0.584)	(0.535)	(0.304)	(0.492)
Observations	14	14	14	14	14	14
R2	0.000	0.233	0.256	0.179	0.364	0.040

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 29 : Test de falsification : Effet du CICE sur le PVA en 2012, biens

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	1.448	0.531	0.957	0.697	1.765	2.034
	(2.014)	(2.482)	(2.482)	(2.475)	(2.398)	(1.657)
Constante	-1.209	-0.825	-1.501	-0.984	-3.074	-0.905
	(2.123)	(2.550)	(2.586)	(2.508)	(2.389)	(1.760)
Observations	15	15	15	15	15	15
R2	0.038	0.004	0.011	0.006	0.040	0.104

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. VA : valeur ajoutée.

Tableau 30 : Effet du CICE sur l'emploi (année 2013 exclue), services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.561	0.651**	0.569**	0.576**	0.788***
	(0.343)	(0.266)	(0.257)	(0.280)	(0.259)
Constante	-1.106	-1.065*	-0.824	-0.905	-1.371**
	(0.724)	(0.626)	(0.625)	(0.620)	(0.581)
Branches	15	15	15	15	15
Période	2014-2016	2014-2016	2014-2016	2014-2016	2014-2016
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	45	45	45	45	45
R2	0.086	0.174	0.157	0.200	0.213

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 31 : Effet du CICE sur le SMPT (année 2013 exclue), services

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/MS	0.775*	1.121***	1.332***	0.675*	0.820**
	(0.416)	(0.332)	(0.292)	(0.361)	(0.327)
Constante	-1.366	-1.887**	-2.042**	-0.747	-0.758
	(0.955)	(0.854)	(0.779)	(0.871)	(0.800)
Branches	15	15	15	15	15
Période	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	60	60	60	60	60
R2	0.067	0.174	0.276	0.071	0.108

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 32 : Effet du CICE sur le prix à l'export (année 2013 exclue)

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.531***	-1.961**	-2.050**	-2.182**	-1.505**	-2.649***
	(0.780)	(0.833)	(0.927)	(0.866)	(0.660)	(0.523)
Constante	2.520*	0.682	0.964	1.172	-0.474	3.430***
	(1.472)	(1.446)	(1.662)	(1.504)	(1.012)	(1.020)
Branches	14	14	14	14	14	14
Période	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	56	56	56	56	56	56
R2	0.431	0.445	0.429	0.418	0.552	0.557

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 33 : Effet du CICE sur le PVA (année 2013 exclue), biens

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises	(6) Exports/VA
CICE/VA	-2.095	0.521	2.382	-0.665	4.617	-4.914***
	(1.656)	(2.513)	(2.692)	(2.426)	(3.078)	(1.422)
Constante	5.209*	0.868	-2.095	2.693	-7.158	9.148***
	(2.992)	(4.233)	(4.544)	(4.063)	(4.845)	(2.668)
Branches	15	15	15	15	15	15
Période	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	59	59	59	59	59	59
R2	0.074	0.012	0.022	0.014	0.060	0.235

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau 34 : Effet du CICE sur l'investissement, (année 2013 exclue), échantillon total

Pondération…	(1) Non	(2) Masse salariale	(3) Emploi	(4) Valeur ajoutée	(5) Nombre d'entreprises
CICE/VA	4.825***	-0.0959	0.824	2.032	-1.605
	(1.555)	(1.891)	(1.803)	(1.426)	(1.820)
Constante	-4.576*	-0.829	-2.487	-4.062	-0.908
	(2.726)	(3.209)	(3.120)	(2.515)	(3.036)
Observations					
Branches	30	30	30	30	30
Période	2014 -2017	2014-2017	2014-2017	2014-2017	2014 -2017
Effets fixes temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	118	118	118	118	118
R2	0.098	0.010	0.010	0.028	0.025

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Les tests de falsification présentés dans le Tableau 26 et le Tableau 27 sont satisfaisants et montrent que le CICE reçu en 2013 par les différentes branches n'est pas corrélé à l'écart entre données observées et simulées en 2012. Les résultats sont moins concluants concernant le prix à l'export (Tableau 28), les coefficients étant faiblement significatifs. Concernant le prix de valeur ajoutée, les tests de falsification sont en revanche satisfaisants.

Exclure l'année 2013 de notre échantillon n'affecte pas nos résultats, que ce soit pour l'emploi et le SMPT (Tableau 30 et Tableau 31), le prix à l'exportation (Tableau 32), le prix de valeur ajoutée (Tableau 33) ou l'investissement (Tableau 34). La significativité des résultats est au contraire renforcée dans le cas de l'emploi, confirmant que les effets du CICE sont davantage marqués après 2013.

5. Quantification des résultats économétriques et coefficients retenus pour la calibration du modèle ThreeME

Deux résultats économétriques émergent de façon relativement claire. Tout d'abord, l'impact du CICE sur l'emploi est positif, plus particulièrement dans les services. L'effet est également positif sur les salaires dans ces mêmes branches.

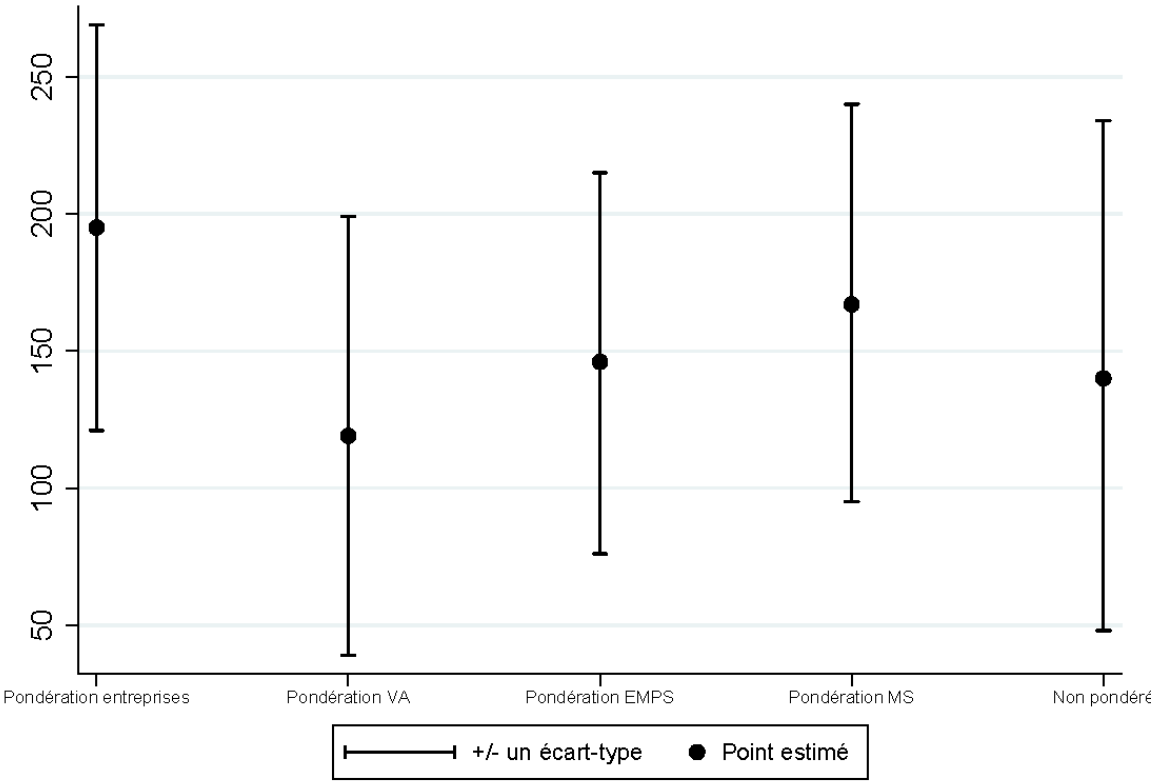
A partir des coefficients estimés, il est possible de calculer le nombre d'emplois créés ou sauvegardés dans les services en 2017. Nous avons retenu les coefficients estimés sur la période 2013-2016 (Tableau 11) afin de ne pas surestimer les effets du CICE qui semblent anormalement élevés lorsque l'année 2017 est prise en compte.

La pondération retenue pour calibrer le modèle ThreeME sera déterminante puisqu'elle conditionne le nombre d'emplois créés. A l'exception des coefficients non significatifs (régression non pondérée et pondération VA), le nombre d'emplois créés est relativement proche, que l'on considère la pondération entreprises, EMPS ou masse salariale. Nous avons choisi d'utiliser la pondération par le nombre d'entreprises pour calibrer le modèle ThreeME. Par cohérence, nous utilisons la même pondération pour calibrer l'effet du CICE sur le salaire. La Figure 23 montre que le CICE effectivement reçu par les services est très proche de nos estimations. En d'autres termes, nos résultats suggèrent que la quasi-totalité du CICE a été affecté à la masse salariale dans les services (l'écart type étant, toutefois, important).

Bien que les effets du CICE soient significatifs sur les prix à l'exportation et les prix de valeur ajoutée – essentiellement dans les branches produisant des biens – nous ne pouvons chiffrer précisément la part de CICE affectée à la compétitivité en raison de la magnitude trop importante des coefficients. Les effets du CICE sur l'investissement semblent nuls, quel que soit l'échantillon considéré (biens ou services).

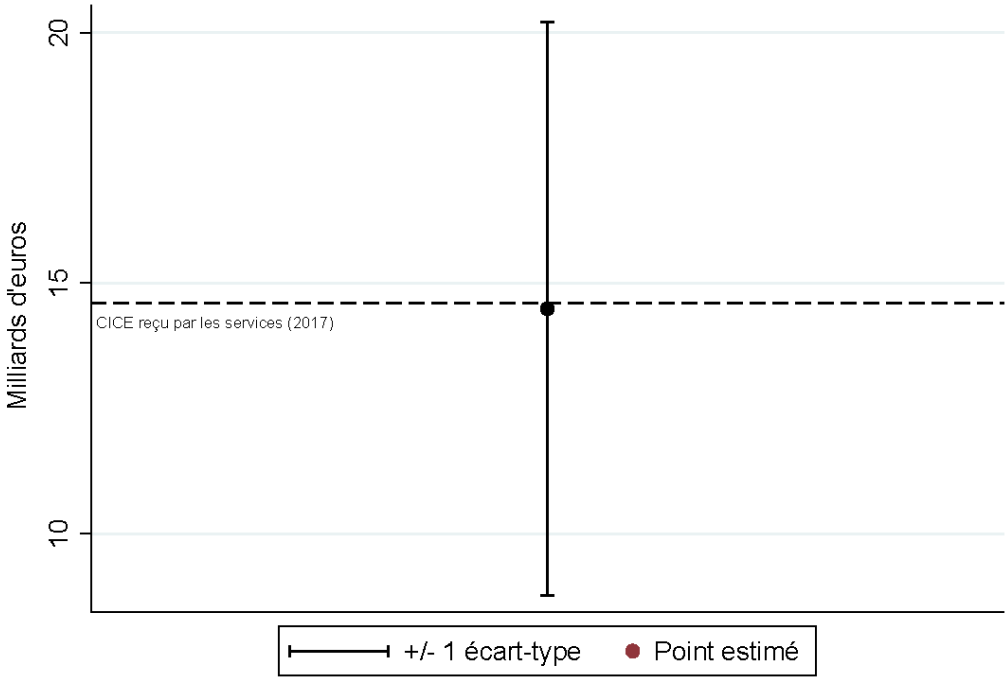
Au final, notre travail suggère que le CICE a été essentiellement affecté à la masse salariale dans les services et davantage vers les prix dans les branches produisant des biens.

Figure 22 : Emplois créés ou sauvegardés dans les services selon la pondération retenue, 2017



Note : Régression non pondérée et pondération VA : coefficients non significatifs.

Figure 23 : CICE affecté à l'emploi et au salaire, services, 2017



Note : Calcul réalisé à partir des régressions pondérées par le nombre d'entreprises.

Chapitre 2 : Simulations réalisées à partir du modèle macro-sectoriel ThreeME

Nous présentons les résultats de la modélisation des impacts macroéconomiques du CICE à l'aide de ThreeME, modèle macroéconomique multisectoriel développé conjointement par l'OFCE et l'ADEME. La dimension multisectorielle permet de représenter plus finement les impacts du CICE estimés économétriquement tout en conservant la cohérence d'un bouclage macroéconomique complet. De plus, le modèle est calibré à partir des estimations réalisées sur données de branche (première partie de ce rapport), contrairement aux simulations *e-mod.fr* qui avaient été calibrées avec des résultats microéconométriques. La décomposition des effets entre biens et services permet d'affiner la calibration par rapport à nos travaux précédents (en 17 branches).

1.1. Présentation du modèle ThreeME

ThreeME est un modèle macroéconomique conçu pour représenter l'économie d'un pays entier. Initialement développé pour nourrir le débat sur des questions énergétiques, environnementales et climatiques en France, ThreeME a été adapté dans d'autres pays tels que le Mexique (Landa, et al. 2016), l'Indonésie, les Pays-Bas ou encore la Tunisie. Conçu initialement pour évaluer les impacts économiques de politiques environnementales et énergétiques à moyen et long terme au niveau macroéconomique et sectoriel, le modèle est parfaitement adapté pour réaliser des évaluations macroéconomiques sectorielles de politiques économiques plus généralistes. ThreeME combine différentes caractéristiques (Callonnec, et al. 2013) :

- Sa désagrégation sectorielle permet l'analyse des effets du transfert d'activité d'un secteur à un autre, notamment en termes d'emplois, d'investissement, de consommation d'énergie et de commerce extérieur ;

- ThreeME est un MEGC (Modèle d'Equilibre Général Calculable). Plusieurs définitions d'un MEGC coexistent dans la littérature. La plus commune renvoie à un modèle faisant l'hypothèse introduite par Walras où les prix équilibrent instantanément l'offre et la demande sur tous les marchés : « *Market clearing assumption* » (Dixon et Jorgenson 2013 ; Hosoe, Gasawa et Hashimoto 2010 ; Shoven et Whalley 1992).

- Nous retenons une définition plus large en définissant un modèle d'équilibre général par opposition à un modèle en équilibre partiel. Selon cette définition, un MEGC est un modèle macroéconomique qui prend en compte l'interaction et les effets de retour entre l'offre et la demande. Plusieurs règles de bouclage (« *closing rule* ») sont possibles. La plus commune est la règle de bouclage walrasienne où la parfaite flexibilité des prix et des quantités (facteur de production, consommation, etc.) assure l'équilibre entre l'offre et la demande. Des exemples de MEGC adoptant cette hypothèse sont *ENV-Linkages* (Château, Dellink et Lanzi 2014) de l'OCDE, GEM-E3 (Capros, et al. 2013) et GTAP (Center for Global Trade Analysis - GTAP, 2014). Selon la règle de bouclage keynésienne, les prix sont rigides et n'équilibrent pas (du moins instantanément) l'offre et la demande. En cohérence avec la théorie keynésienne, l'égalité entre l'offre et la demande est satisfaite en supposant que la demande détermine l'offre. En d'autres termes, la loi de Say n'est pas respectée : ce ne sont pas les stocks de facteurs de production qui déterminent la demande, mais le contraire. Au-delà de ThreeME, de nombreux

autres modèles adoptent une règle de bouclage keynésienne similaires – notamment les modèles économétriques tels que *e-mod.fr*, MESANGE, E3ME (Cambridge Econometrics, 2014), GINFORS (Lutz, Meyer et Wolter 2010), NEMESIS (ERASME, n.d.) ou les modèles de type DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) (Smets et Wouters 2003) ;

- ThreeME est un modèle néokeynésien. Comparé aux MEGC standard walrasien, les prix ne s'ajustent pas instantanément. Le modèle est dynamique, les prix et les quantités s'ajustent lentement. Cela a l'avantage de permettre des situations d'équilibre de sous-emploi entre l'offre et la demande, particulièrement la présence du chômage involontaire. Ce cadre théorique est mieux adapté pour l'analyse des politiques économiques car il fournit des informations concernant la phase de transition des effets d'une politique (et pas seulement une analyse de long terme).

Par rapport à la plupart des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne de l'économie française, ThreeME présente l'avantage d'être structuré autour d'une désagrégation multisectorielle relativement détaillée. Dans sa calibration principale, il dispose d'une segmentation en 37 secteurs économiques dont 17 secteurs énergétiques et 5 secteurs de transport (transports ferroviaire, routier de voyageurs et de marchandises, par eau et aérien). Cette désagrégation sectorielle reste toutefois totalement adaptable. En particulier, dans le cadre de ce projet, ThreeME a été complètement recalibré pour correspondre à la classification A38. Les secteurs représentés au sein du modèle correspondent donc directement au périmètre des estimations économétriques de l'impact sectoriel du CICE.

La structure du modèle permet d'identifier l'hétérogénéité des impacts macroéconomiques à une résolution sectorielle fine. En particulier, ThreeME tient compte de l'effet du transfert d'activité d'une branche à l'autre sur :

- l'emploi et les salaires
- la balance commerciale
- le niveau de la demande et la croissance

On notera que ces impacts sont détaillés pour chacun des secteurs considérés. Par construction, les effets d'entrainement liés à la structure productive de l'économie sont donc automatiquement pris en compte dans leur intégralité.

1.2. Modélisation du CICE au sein de ThreeME

L'estimation des impacts macroéconomiques du CICE nécessite au préalable de réaliser une calibration spécifique du modèle ThreeME. Comme indiqué dans la section précédente, le modèle a tout d'abord été recalibré sur le niveau sectoriel A38, correspondant au périmètre des séries de données utilisées lors des estimations économétriques. Par ailleurs, le compte central correspond aux données de l'année 2013, année de mise en place du CICE et point de départ retenu pour les simulations présentées ci-après.

L'évaluation de politiques publiques au sein d'un modèle d'équilibre général calculable repose sur la comparaison d'un scénario tendanciel (aussi appelé « *business-as-usual* » ou « scénario de référence ») et d'un scénario incluant la politique à évaluer. L'impact estimé résulte de la différence entre les résultats des deux simulations. Le scénario de référence est ici un simple *business-as-usual*

construit autour d'une hypothèse de croissance annuelle tendancielle de 1,2%. Il faut souligner que les impacts étant estimés par différence du scénario comprenant le CICE en sus du BAU et du BAU lui-même, les spécificités de ce dernier n'influencent pas les résultats.

L'objet de cet exercice est d'intégrer les résultats des estimations économétriques de l'impact sectoriel du CICE sur l'emploi et les salaires au sein d'une évaluation macroéconomique bouclée. Nous proposons de reproduire directement le résultat de ces estimations dans ThreeME à l'aide de cales appliquées aux équations d'emploi et de salaire sectorielles. Celles-ci sont explicitées ci-dessous. L'opérateur de première différence temporelle est noté Δ. Par soucis de lisibilité, les indices de temps sont omis.

$$\Delta \log L_s^n = \Delta \log Y_s - \Delta \log PROG_s^L + \Delta \log SUBST_s^L + \alpha_s^L \tag{13}$$

Où L_s^n dénote l'emploi notionnel au sein du secteur s, Y_s la production du secteur, $PROG_s^L$ la productivité du travail sectorielle et $SUBST_s^L$ la substitution entre le facteur travail et les autres facteurs de production en fonction du coût relatif de chacun des facteurs au sein du secteur s.

$$\Delta \log W_s^n = \Delta \log P^e + \Delta \log PROG_s^L - \beta \Delta U + \alpha_s^W \tag{14}$$

Où W_s^n dénote le salaire notionnel au sein du secteur s, P^e l'anticipation (adaptative) d'inflation et U le niveau du chômage, en pourcentage de la population active. α_s^L et α_s^W sont les deux vecteurs de cales sectorielles précédemment décrites.

L'évaluation devra donc s'effectuer en deux étapes : une première permettant la calibration de α_s^L et α_s^W, puis une seconde visant la simulation macroéconomique bouclée intégrant ces cales. L'impact du CICE pourra alors être estimé par la différence entre ces derniers résultats et le scénario tendanciel.

Les estimations économétriques présentées en première partie sont réalisées en équilibre partiel : elles ne peuvent par construction que capturer l'effet du recours au CICE sur le seul secteur considéré, pris en isolation. Les cales visant à reproduire ces résultats doivent donc être calculées sur ce même périmètre d'équilibre partiel sectoriel.

Pour chacun des secteurs, nous extrayons un sous-ensemble d'équations permettant de reproduire la dynamique de la boucle prix-emploi-salaire au niveau sectoriel en équilibre partiel. En complément des équations d'emploi et de salaire notionnels introduites ci-dessus, ce sous-ensemble comprend notamment les équations de demande des autres facteurs de production (capital, énergie et matières premières). En d'autres termes, ces équations se trouvent « déconnectées » du reste du modèle – en dehors du salaire et de l'emploi sectoriel, toutes les autres variables représentées évoluent sur la trajectoire du scénario de référence.

α_s^L et α_s^W sont calibrées pour chacun des secteurs afin que les impacts du CICE sur les valeurs réalisées – et non notionnelles – de l'emploi (L_s) et du salaire (W_s) correspondent aux estimations économétriques. Une fois cette calibration réalisée pour l'ensemble des secteurs, nous intégrons les valeurs obtenues pour α_s^L et α_s^W au sein du modèle complet. Les résultats présentés dans le reste de

cette section correspondent à la différence entre les valeurs obtenues par cette dernière simulation et le scénario de référence.

1.3. Résultats

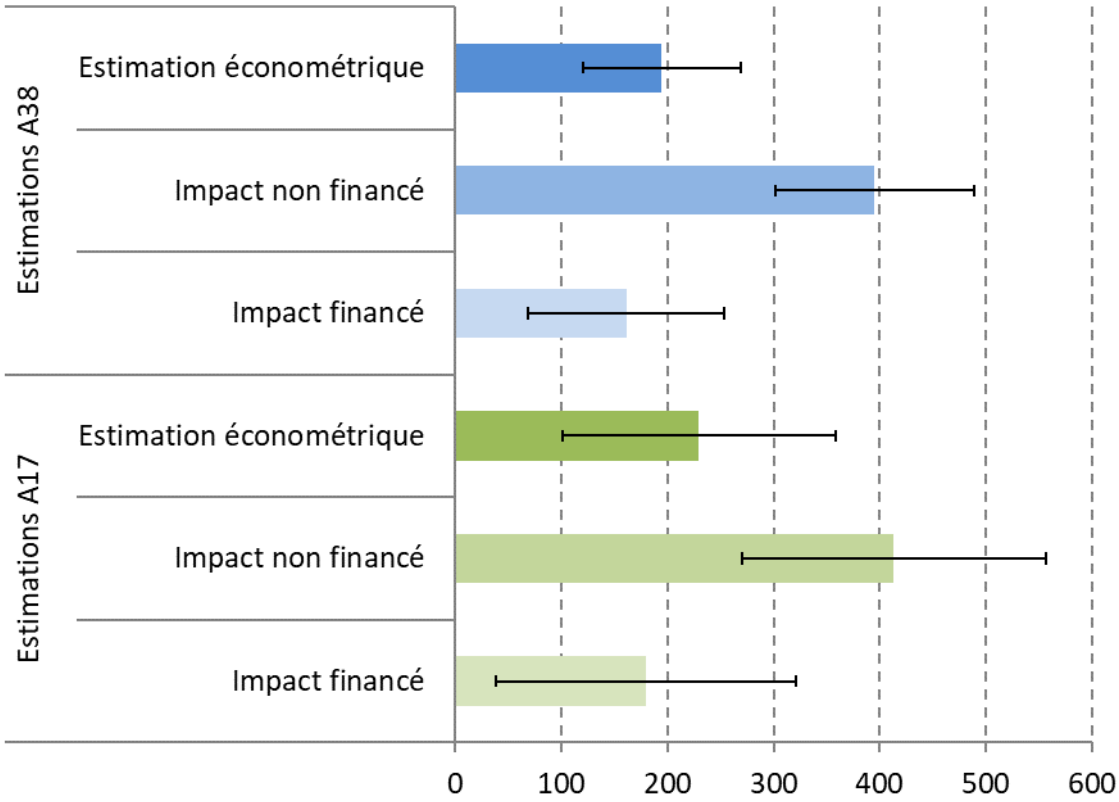
Nous appliquons la méthodologie décrite ci-dessus à l'estimation économétrique des impacts sectoriels du CICE sur l'emploi et le salaire. A titre de comparaison, les effets en 17 branches sont également reportés. Dans la mesure où les coefficients ne sont significatifs que dans les services, nous considérons que les effets du CICE sur l'emploi et les salaires sont nuls dans les biens.

Comme précisé dans la section 5 du chapitre 1, nous avons retenu les coefficients obtenus à partir de la pondération par le nombre d'entreprises afin de calculer les effets emplois et salaires à introduire dans ThreeME[23].

La variante « non financée » n'inclut aucun financement et la variante « financée » inclut les hausses de TVA, de fiscalité écologique ainsi que les économies de dépense publique. Pour rappel, les hausses de TVA et de fiscalité écologique ont eu lieu à partir de 2014 (6 milliards de TVA et 2,5 milliards de fiscalité écologique, puis 1,5 milliard supplémentaires en 2015). Concernant les économies de dépense publique, elles sont progressives sur trois ans à partir de 2015 (1/3 des économies en 2015, 2/3 en 2016 et 3/3 en 2017). Par conséquent, le coût du CICE n'est totalement couvert qu'en 2017 dans la variante « financée ».

[23] Pour les salaires, le coefficient retenu est estimé sur la période 2013-2017. Nous avons réduit la période d'estimation à 2013-2016 pour estimer le coefficient associé à l'emploi, en raison des spécificités de l'année 2017 évoquées dans le chapitre 1.

Figure 24 : Effets du CICE sur l'emploi, 2017



Note : Milliers d'emplois.

La Figure 24 montre que les effets du CICE, qu'ils soient simulés à partir d'une nomenclature en 38 ou 17 branches, sont relativement stables. Bouclage et financement compris, le CICE aurait permis de créer entre 150 000 et 200 000 emplois environ, un chiffre inférieur à nos précédents travaux, lesquels ne permettaient pas de distinguer des effets spécifiques aux services. En supposant un scénario dans lequel le coût du CICE n'aurait pas été compensé par des taxes ou des économies de dépense publique, les créations d'emplois se situeraient autour de 400 000 en 2017. Par conséquent, les modifications fiscales et budgétaires permettant de financer le CICE exercent un impact important sur la capacité du dispositif à stimuler l'emploi. L'impact positif du CICE sur le PIB est également fortement réduit lorsque le financement est introduit, soit par les prélèvements obligatoires (PO), soit par les prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique (DP) (graphique 25).

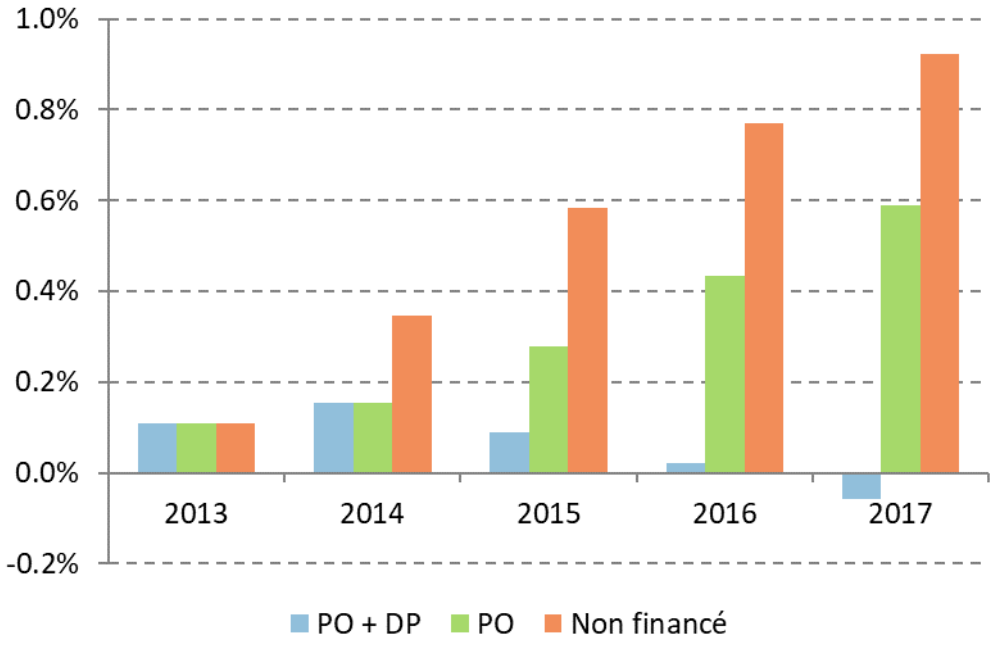
Tableau 35 : Estimations A38 - CICE financé

En écart au compte central

	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0.1	0.2	0.1	0.0	-0.1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1
Dépenses des ménages	0.1	0.1	0.2	0.4	0.5
Dépenses des APU	0.0	0.0	-0.2	-0.3	-0.5
Investissement des entreprises	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1
Exportations	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
Variations de stocks	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Demande intérieure	0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1
Solde extérieur	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
Dépenses des ménages	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2
Dépenses des APU	0.0	0.0	-0.7	-0.7	-0.7
FBCF des SNF EI	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
Exportations	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0.3	0.3	0.5	0.7	0.9
Salaire nominaux (en %)	0.0	0.4	0.9	1.4	1.9
Salaire réel (en %)	0.3	0.1	0.5	0.9	1.3
Prix du PIB (en %)	-0.4	-0.1	0.0	0.2	0.4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0.3	0.2	0.3	0.5	0.6
Productivité horaire, marchand (en %)	0.1	-0.1	-0.4	-0.6	-0.8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10.2	77.1	119.6	146.3	161.5
Taux de chômage BIT (en point)	0.0	-0.2	-0.3	-0.4	-0.4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1

Source : calculs OFCE, ThreeME

Figure 25 : Impacts sur le PIB, A38



Conclusions

Notre étude, en mobilisant différents outils et approches, permet d'appréhender les effets du CICE sur plusieurs variables. Dans un premier temps, nous avons estimé les effets du CICE sur l'emploi, le salaire moyen par tête, les prix et l'investissement de 32 branches. Par rapport aux résultats obtenus précédemment sur 16 branches, les effets sur le salaire moyen par tête et l'emploi sont similaires. Toutefois, la dimension transversale plus importante de l'échantillon en A38 nous permet d'isoler les effets aux seuls services, les autres branches n'ayant manifestement pas utilisé le dispositif en faveur de la masse salariale. A l'inverse, les effets du CICE sur les prix (de VA ou à l'exportation) semblent concerner davantage les branches industrielles, agricoles et la construction. Les coefficients estimés sont cependant trop élevés et volatils pour être intégrés à la calibration du modèle ThreeME. Par conséquent, seuls les effets estimés sur l'emploi et le salaire moyen par tête sont utilisés pour réaliser les simulations macroéconomiques.

Le coefficient économétrique retenu pour la calibration permet de chiffrer les créations/sauvegardes d'emplois imputables au CICE à environ 200 000 en 2017. La prise en compte du financement par les prélèvements obligatoires et les économies de dépense publique abaisse ce chiffre à environ 160 000, alors que l'effet sur le PIB serait quasi-nul. Réaliser le même exercice à partir d'une nomenclature A17 ne change que marginalement les résultats.

En conclusion, les résultats obtenus à partir d'une nomenclure A38 sont globalement convergents avec ceux obtenus en 17 branches. Un niveau de désagrégation plus fin permet de localiser les effets du CICE sur l'emploi et les salaires dans les services, alors que les autres branches auraient plutôt utilisé le dispositif à des fins de compétitivité (prix de valeur ajoutée et prix à l'exportation).

Annexes

Annexe 1 : Détail du calcul du CICE indirect

Le calcul qui suit vise à prendre en compte l'impact complet des variations de prix de production induites par le CICE sur les prix de VA de chaque branche. On cherche à distinguer un effet direct (du CICE de la branche k sur le prix de VA et de production de la branche k) et un CICE indirect (CICE des autres branches sur le prix de VA de la branche k).

On note en minuscule le logarithme (par exemple $p_{VA} = \log(P_{VA})$).

On estime (et donc on postule) en étape 3 :

$$d(P_{VA}) = \alpha + \Phi.\frac{CICE}{VA}$$

Par ailleurs, pour construire le contrefactuel on estime en étape 1 l'équation suivante (à peu près, c'est-à-dire pour un horizon temporel fini, par exemple k périodes) :

$$\Delta(p_{VA}) = \cdots + \boldsymbol{\rho}.(\Delta p_{CI})$$

Enfin le cadre comptable nous impose (sous l'hypothèse $PCI_{i,j} = P_{P,j}$ pour tout i, ce qui permet d'écrire $\Delta(p_{CI}) = \frac{\boldsymbol{P}}{\boldsymbol{CI}}.\boldsymbol{A}.\Delta(p_P)$).

$$\Delta(P_P) = \frac{\boldsymbol{CI}}{\boldsymbol{P}}.\Delta(P_{CI}) + \frac{\boldsymbol{VA}}{\boldsymbol{P}}.\Delta(P_{VA}) = \boldsymbol{A}.\Delta(P_P) + \frac{\boldsymbol{VA}}{\boldsymbol{P}}.\Delta(P_{VA})$$

Les notations sont matricielles :

δ est un opérateur de différence des effets du CICE : $d(\cdot) =\cdot_obs -\cdot_cont$.

$\Delta(\cdot) = \cdot_t -\cdot_(t-k)$ est l'opérateur temporel.

P_{VA}, P_{CI}, P_P sont des vecteurs colonne ($n \times 1$), chaque ligne est une branche.

$\Delta(p_{CI}) = \boldsymbol{A}.\Delta(\boldsymbol{pci})$; $\boldsymbol{pci}$ est une matrice carrée dont les termes sont les ($\log(PCI_{i,j})$).

$d(p_{VA})$ est un vecteur colonne ($n \times 1$), chaque ligne est une branche. $\Phi\frac{CICE}{VA}$ est également un vecteur colonne ($n \times 1$), produit du scalaire Φ et du vecteur colonne $\frac{CICE}{VA} = \begin{pmatrix} CICE_1/VA_1 \\ \cdots \\ CICE_n/VA_n \end{pmatrix}$.

$\boldsymbol{A}$ est la matrice des coefficients techniques ($\boldsymbol{A} = [\frac{CI_{i,j}}{P_i}]$ où $CI_{i,j}$ est la consommation intermédiaire de la branche i en produit j et P_i la production de la branche i).

$\boldsymbol{\rho}$ est une matrice diagonale dont les termes sont les ρ_i.

$\frac{\boldsymbol{VA}}{\boldsymbol{P}}$ est la matrice diagonale dont les termes diagonaux sont ($\frac{VA_i}{P_i}$). $\frac{\boldsymbol{CI}}{\boldsymbol{P}}$ est la matrice diagonale dont les termes diagonaux sont ($\frac{CI_i}{P_i}$).

On en déduit le système suivant :

$$\begin{cases} \Delta(P_{VA}) = \Phi.\frac{CICE}{VA} + \boldsymbol{\rho}.\frac{\boldsymbol{P}}{\boldsymbol{CI}}.\boldsymbol{A}.\Delta(P_P) \\ \Delta(P_P) = \boldsymbol{A}.\Delta(P_P) + \frac{\boldsymbol{VA}}{\boldsymbol{P}}.\Delta P_{VA} \end{cases}$$

La solution de ce système est :

$$\Delta P_{VA} = \Phi\frac{CICE}{VA} + \Phi\boldsymbol{K}.\frac{CICE}{VA} = \Phi.(\boldsymbol{I} + \boldsymbol{K}).\frac{CICE}{VA}$$

Où $\boldsymbol{K} = \left[\left(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{\rho}.\frac{\boldsymbol{P}}{\boldsymbol{CI}}.\boldsymbol{A}.(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{A})^{-1}.\frac{\boldsymbol{VA}}{\boldsymbol{P}}\right)^{-1} - \boldsymbol{I}\right]$

Le premier terme est l'effet direct ($\Phi\frac{CICE}{VA}$), le second l'effet indirect ($\Phi\boldsymbol{K}.\frac{CICE}{VA}$).

L'équation est linéaire en Φ et s'estime simplement.

Annexe 2 : Statistiques descriptives

Tableau 36 : Statistiques descriptives, emploi et SMPT

Branches	Année	SMPT (différence entre valeurs observées et simulées, %)	EMPS(différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/MS
AZ	2013	4,4	3,9	0,8
BZ	2013	2,7	-1,4	1,8
CA	2013	-0,5	0,0	1,8
CL	2013	0,3	1,3	2,1
CB	2013	-0,3	3,1	2,1
CC	2013	-1,0	1,5	1,9
CE	2013	-0,2	-2,4	1,2
CF	2013	-1,2	2,2	1,1
CG	2013	-1,8	1,5	1,8
CH	2013	-0,6	1,1	1,9
CI	2013	-1,4	1,8	1,3
CJ	2013	-0,7	1,2	2,0
CK	2013	0,9	1,0	1,8
CM	2013	0,2	-0,9	1,0
EZ	2013	-1,3	2,7	2,0
FZ	2013	0,0	-1,5	1,5
GZ	2013	1,3	-0,9	1,7
HZ	2013	1,8	0,4	1,9
IZ	2013	2,0	-1,5	1,8
JA	2013	-1,6	1,1	1,0
JB	2013	1,6	-0,1	NA
JC	2013	0,4	-1,2	0,9
KZ	2013	-4,0	-1,2	1,6
LZ	2013	1,7	2,2	0,6
MA	2013	1,5	0,0	0,7
MB	2013	3,0	-0,8	0,1
MC	2013	0,0	0,6	1,0
NZ	2013	0,6	1,3	1,8
QA	2013	-0,2	-0,1	0,4
QB	2013	0,4	0,4	0,2
RZ	2013	1,0	-1,4	0,5
SZ	2013	3,2	-0,3	0,7
AZ	2014	2,4	6,3	1,3
BZ	2014	1,7	-2,6	2,2
CA	2014	-1,2	3,3	2,7
CL	2014	-1,8	1,2	3,4
CB	2014	-0,3	7,5	3,2
CC	2014	-1,2	1,8	2,9

CE	2014	0,7	-5,1	1,7
CF	2014	-3,5	5,2	1,9
CG	2014	-1,6	2,2	2,7
CH	2014	0,4	2,2	2,7
CI	2014	-2,2	6,4	2,0
CJ	2014	-3,3	4,8	3,1
CK	2014	-1,4	1,7	2,7
CM	2014	0,5	-0,5	1,4
EZ	2014	-2,2	4,0	3,0
FZ	2014	-1,4	-1,1	2,3
GZ	2014	2,0	-0,4	2,5
HZ	2014	-0,5	1,1	2,8
IZ	2014	1,2	-0,7	2,9
JA	2014	-4,3	1,2	1,4
JB	2014	2,6	-3,7	1,7
JC	2014	-1,1	-2,1	1,2
KZ	2014	-5,3	-1,3	2,3
LZ	2014	1,4	0,3	1,0
MA	2014	0,7	0,8	1,1
MB	2014	5,3	-2,0	0,2
MC	2014	-2,5	0,9	1,5
NZ	2014	1,9	2,3	2,7
QA	2014	-0,5	-0,2	0,6
QB	2014	-1,1	1,1	0,4
RZ	2014	-0,3	-1,6	0,8
SZ	2014	3,7	-0,7	0,9
AZ	2015	1,0	8,2	1,3
BZ	2015	0,3	-5,4	2,6
CA	2015	2,9	0,6	2,7
CL	2015	1,4	-1,3	3,0
CB	2015	-1,1	7,6	3,1
CC	2015	1,5	1,2	2,8
CE	2015	-0,7	-7,9	1,6
CF	2015	-6,7	4,2	1,8
CG	2015	-0,6	3,4	2,7
CH	2015	0,1	1,9	2,8
CI	2015	-2,3	9,4	1,9
CJ	2015	-1,0	4,7	2,8
CK	2015	-0,3	4,7	2,6
CM	2015	0,2	0,0	1,5
EZ	2015	-2,3	6,5	3,0
FZ	2015	-2,2	-2,1	2,3
GZ	2015	1,2	1,1	2,6
HZ	2015	0,9	1,0	2,8
IZ	2015	2,3	-1,5	2,9

JA	2015	-2,7	2,1	1,4
JB	2015	1,5	-2,9	1,7
JC	2015	0,0	-1,4	1,2
KZ	2015	-5,4	-0,8	2,0
LZ	2015	2,7	-0,7	1,0
MA	2015	1,8	-0,3	1,1
MB	2015	6,9	-5,3	0,2
MC	2015	-3,9	-0,8	1,6
NZ	2015	3,9	2,8	2,6
QA	2015	-1,1	-0,9	0,6
QB	2015	-2,2	1,6	0,4
RZ	2015	-0,1	-1,7	0,8
SZ	2015	4,7	-0,5	1,0
AZ	2016	-2,5	10,3	1,3
BZ	2016	-0,9	-8,8	2,3
CA	2016	3,4	2,0	2,7
CL	2016	0,6	-1,5	2,9
CB	2016	1,9	9,9	3,1
CC	2016	1,0	1,5	2,8
CE	2016	-0,3	-8,6	1,5
CF	2016	-5,6	7,0	1,6
CG	2016	0,1	4,7	2,6
CH	2016	0,2	3,2	2,7
CI	2016	-1,2	12,0	1,8
CJ	2016	0,9	4,3	2,8
CK	2016	0,2	7,3	2,8
CM	2016	-0,5	0,8	1,5
EZ	2016	-3,0	8,8	3,0
FZ	2016	-0,6	-2,4	2,4
GZ	2016	2,6	1,8	2,6
HZ	2016	-1,3	3,4	2,6
IZ	2016	3,3	-0,7	3,0
JA	2016	-0,8	3,8	1,4
JB	2016	5,1	-1,9	1,6
JC	2016	-0,3	-1,7	1,1
KZ	2016	-5,1	-0,2	2,0
LZ	2016	3,4	2,9	1,0
MA	2016	0,6	0,2	1,0
MB	2016	10,5	-9,1	0,2
MC	2016	-3,6	-1,2	1,6
NZ	2016	5,0	4,6	2,7
QA	2016	-1,4	-1,7	0,6
QB	2016	-3,0	1,7	0,4
RZ	2016	-0,2	-2,3	0,8
SZ	2016	2,8	-2,2	1,0

AZ	2017	-5,7	11,7	1,6
BZ	2017	-4,4	-10,3	3,0
CA	2017	3,2	3,6	3,2
CL	2017	-0,8	-0,1	3,5
CB	2017	-0,8	14,4	3,4
CC	2017	2,6	1,6	3,2
CE	2017	-4,7	-9,4	1,8
CF	2017	-4,5	7,4	2,1
CG	2017	3,3	6,1	3,0
CH	2017	1,0	3,6	3,1
CI	2017	-2,4	15,8	2,1
CJ	2017	1,6	6,0	3,2
CK	2017	1,5	11,6	3,2
CM	2017	-0,5	4,2	1,7
EZ	2017	-1,2	11,5	3,3
FZ	2017	1,1	-2,0	2,7
GZ	2017	2,5	3,7	2,9
HZ	2017	-1,3	5,5	3,2
IZ	2017	3,4	-0,8	3,4
JA	2017	1,8	4,7	1,6
JB	2017	3,2	-0,9	1,9
JC	2017	-0,3	-0,8	1,3
KZ	2017	-2,7	0,6	2,2
LZ	2017	1,7	4,6	1,3
MA	2017	-0,1	0,2	1,3
MB	2017	12,0	-14,1	0,3
MC	2017	-2,6	-1,9	1,8
NZ	2017	3,9	7,8	3,1
QA	2017	-0,5	-1,6	0,7
QB	2017	-3,8	1,7	0,5
RZ	2017	1,2	-3,2	0,9
SZ	2017	0,4	-3,5	1,1

Tableau 37 : Statistiques descriptives, prix à l'exportation

Branche	Année	Prix à l'exportation (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	-2,6	0,3
CA	2013	-0,7	1,0
CL	2013	0,0	1,1
CB	2013	0,0	1,4
CC	2013	-0,5	1,4
CE	2013	0,7	0,6
CF	2013	1,5	0,4
CG	2013	-0,3	1,2
CH	2013	-1,3	1,3
CI	2013	0,3	0,7
CJ	2013	-1,1	1,3
CK	2013	-1,9	1,2
CM	2013	-1,0	0,7
HZ	2013	-1,7	1,3
KZ	2013	-0,4	0,9
MA	2013	-0,9	0,6
MB	2013	-2,1	0,1
NZ	2013	-1,4	1,2
AZ	2014	-6,4	0,4
CA	2014	0,3	1,5
CL	2014	-0,5	1,8
CB	2014	-0,3	2,3
CC	2014	-2,6	2,1
CE	2014	1,5	0,8
CF	2014	0,0	0,7
CG	2014	-1,7	1,8
CH	2014	-3,0	2,0
CI	2014	0,4	1,1
CJ	2014	-2,2	2,1
CK	2014	-2,3	1,8
CM	2014	-3,7	1,1
HZ	2014	-3,6	1,9
KZ	2014	-2,8	1,3
MA	2014	-2,1	0,8
MB	2014	-4,7	0,1
NZ	2014	-4,0	1,8
AZ	2015	-21,6	0,4
CA	2015	-2,4	1,5
CL	2015	-3,4	1,5
CB	2015	-5,9	2,2

CC	2015	-10,6	2,1
CE	2015	-1,2	0,7
CF	2015	-1,7	0,6
CG	2015	-6,4	1,7
CH	2015	-7,6	2,0
CI	2015	-3,3	1,0
CJ	2015	-4,3	2,0
CK	2015	-6,1	1,8
CM	2015	-9,8	1,1
HZ	2015	-10,2	1,8
KZ	2015	-16,5	1,2
MA	2015	-6,7	0,8
MB	2015	-12,3	0,1
NZ	2015	-17,0	1,8
AZ	2016	-28,8	0,4
CA	2016	-1,9	1,5
CL	2016	-3,4	1,4
CB	2016	-7,4	2,1
CC	2016	-14,1	2,0
CE	2016	-1,9	0,7
CF	2016	-2,7	0,6
CG	2016	-8,4	1,7
CH	2016	-10,3	2,0
CI	2016	-4,3	1,0
CJ	2016	-5,1	1,9
CK	2016	-8,4	1,9
CM	2016	-12,8	1,1
HZ	2016	-12,2	1,7
KZ	2016	-21,8	1,2
MA	2016	-7,6	0,8
MB	2016	-16,1	0,1
NZ	2016	-24,6	1,8
AZ	2017	-26,8	0,5
CA	2017	-0,1	1,9
CL	2017	-2,8	1,8
CB	2017	-5,0	2,5
CC	2017	-12,6	2,3
CE	2017	-2,4	0,8
CF	2017	-2,1	0,7
CG	2017	-7,6	1,9
CH	2017	-9,8	2,2
CI	2017	-3,1	1,1
CJ	2017	-5,2	2,3
CK	2017	-6,7	2,3
CM	2017	-13,0	1,3

HZ	**2017**	**-10,9**	**2,1**
KZ	**2017**	**-19,9**	**1,5**
MA	**2017**	**-6,5**	**1,0**
MB	**2017**	**-14,8**	**0,2**
NZ	**2017**	**-23,9**	**2,1**

Tableau 38 : Statistiques descriptives, prix de valeur ajoutée

Branche	Année	Prix de valeur ajoutée (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	10,4	0,3
BZ	2013	0,5	0,8
CA	2013	4,5	1,0
CL	2013	1,1	1,1
CB	2013	-2,7	1,4
CC	2013	2,0	1,4
CE	2013	1,3	0,6
CF	2013	6,5	0,4
CG	2013	5,1	1,2
CH	2013	1,4	1,3
CI	2013	-0,3	0,7
CJ	2013	1,3	1,3
CK	2013	-3,4	1,2
CM	2013	2,0	0,7
EZ	2013	-1,9	1,0
FZ	2013	-1,4	1,0
GZ	2013	1,2	1,1
HZ	2013	-0,9	1,3
IZ	2013	-0,1	1,1
JA	2013	-1,0	0,6
JB	2013	0,5	0,0
JC	2013	1,2	0,6
KZ	2013	6,3	0,9
MA	2013	-0,4	0,6
MB	2013	0,5	0,1
MC	2013	-4,5	0,7
NZ	2013	-0,5	1,2
QA	2013	-0,3	0,2
QB	2013	-0,9	0,2
RZ	2013	1,2	0,4
SZ	2013	0,1	0,5
AZ	2014	14,1	0,4
BZ	2014	3,1	1,0
CA	2014	5,6	1,5
CL	2014	4,5	1,8
CB	2014	-3,2	2,3
CC	2014	4,3	2,1
CE	2014	3,1	0,8
CF	2014	4,2	0,7
CG	2014	7,3	1,8

CH	2014	4,7	2,0
CI	2014	-2,9	1,1
CJ	2014	0,1	2,1
CK	2014	-1,4	1,8
CM	2014	3,2	1,1
EZ	2014	-1,1	1,5
FZ	2014	-1,7	1,5
GZ	2014	1,3	1,7
HZ	2014	-0,4	1,9
IZ	2014	-1,5	1,8
JA	2014	-1,4	0,8
JB	2014	-13,7	0,6
JC	2014	4,4	0,9
KZ	2014	8,2	1,3
MA	2014	0,0	0,8
MB	2014	1,0	0,1
MC	2014	-2,7	1,0
NZ	2014	-0,7	1,8
QA	2014	-1,1	0,4
QB	2014	-2,6	0,4
RZ	2014	1,5	0,6
SZ	2014	0,9	0,6
AZ	2015	25,6	0,4
BZ	2015	3,3	1,3
CA	2015	5,8	1,5
CL	2015	12,9	1,5
CB	2015	-3,7	2,2
CC	2015	8,1	2,1
CE	2015	14,6	0,7
CF	2015	7,6	0,6
CG	2015	7,6	1,7
CH	2015	11,3	2,0
CI	2015	-0,9	1,0
CJ	2015	-1,3	2,0
CK	2015	-1,0	1,8
CM	2015	4,2	1,1
EZ	2015	1,2	1,5
FZ	2015	-4,4	1,5
GZ	2015	2,7	1,7
HZ	2015	1,7	1,8
IZ	2015	-0,3	1,8
JA	2015	-2,3	0,8
JB	2015	-17,3	0,6
JC	2015	5,9	0,8
KZ	2015	7,6	1,2

MA	2015	1,0	0,8
MB	2015	0,4	0,1
MC	2015	-0,9	1,1
NZ	2015	-1,7	1,8
QA	2015	-1,8	0,4
QB	2015	-4,3	0,4
RZ	2015	0,7	0,6
SZ	2015	1,8	0,7
AZ	2016	23,8	0,4
BZ	2016	6,6	1,1
CA	2016	6,1	1,5
CL	2016	13,6	1,4
CB	2016	-5,7	2,1
CC	2016	13,1	2,0
CE	2016	13,8	0,7
CF	2016	7,1	0,6
CG	2016	9,7	1,7
CH	2016	13,9	2,0
CI	2016	-0,3	1,0
CJ	2016	0,4	1,9
CK	2016	0,9	1,9
CM	2016	5,3	1,1
EZ	2016	1,2	1,5
FZ	2016	-4,7	1,5
GZ	2016	4,1	1,7
HZ	2016	0,6	1,7
IZ	2016	0,2	1,9
JA	2016	-4,2	0,8
JB	2016	-12,1	0,5
JC	2016	8,9	0,8
KZ	2016	5,9	1,2
MA	2016	1,9	0,8
MB	2016	1,5	0,1
MC	2016	2,5	1,1
NZ	2016	-2,0	1,8
QA	2016	-2,7	0,4
QB	2016	-5,7	0,4
RZ	2016	1,2	0,6
SZ	2016	4,0	0,7
AZ	2017	25,3	0,5
BZ	2017	4,3	1,5
CA	2017	4,1	1,9
CL	2017	10,3	1,8
CB	2017	OBS omise	2,5
CC	2017	16,7	2,3

CE	2017	17,9	0,8
CF	2017	7,5	0,7
CG	2017	8,1	1,9
CH	2017	13,7	2,2
CI	2017	-3,9	1,1
CJ	2017	-2,8	2,3
CK	2017	-4,5	2,3
CM	2017	2,2	1,3
EZ	2017	0,9	1,7
FZ	2017	-5,8	1,7
GZ	2017	4,4	1,9
HZ	2017	0,2	2,1
IZ	2017	2,0	2,1
JA	2017	-5,9	1,0
JB	2017	-7,4	0,7
JC	2017	9,5	0,9
KZ	2017	-5,0	1,5
MA	2017	1,4	1,0
MB	2017	1,9	0,2
MC	2017	4,2	1,2
NZ	2017	-3,1	2,1
QA	2017	-3,9	0,4
QB	2017	-7,0	0,5
RZ	2017	2,7	0,7
SZ	2017	4,8	0,8

Tableau 39 : Statistiques descriptives, investissement

Branche	Année	Investissement (différence entre valeurs observées et simulées, %)	CICE/VA
AZ	2013	-9,8	0,3
BZ	2013	1,2	0,8
CA	2013	6,6	1,0
CL	2013	-0,5	1,1
CB	2013	-2,6	1,4
CC	2013	-12,1	1,4
CE	2013	4,7	0,6
CF	2013	3,4	0,4
CG	2013	6,6	1,2
CH	2013	-12,9	1,3
CI	2013	-1,8	0,7
CJ	2013	2,0	1,3
CK	2013	-2,0	1,2
CM	2013	11,3	0,7
EZ	2013	2,0	1,0
FZ	2013	-15,7	1,0
GZ	2013	-2,6	1,1
HZ	2013	7,8	1,3
IZ	2013	7,8	1,1
JA	2013	1,7	0,6
JB	2013	10,2	0,0
JC	2013	-0,2	0,6
KZ	2013	-24,1	0,9
LZ	2013	-1,2	0,0
MA	2013	1,6	0,6
MB	2013	2,3	0,1
MC	2013	-7,6	0,7
NZ	2013	-2,9	1,2
QA	2013	-10,2	0,2
QB	2013	-4,6	0,2
RZ	2013	8,8	0,4
SZ	2013	4,8	0,5
AZ	2014	-14,4	0,4
BZ	2014	-16,3	1,0
CA	2014	17,3	1,5
CL	2014	4,1	1,8
CB	2014	14,4	2,3
CC	2014	13,9	2,1
CE	2014	8,8	0,8
CF	2014	-3,6	0,7
CG	2014	8,9	1,8

CH	2014	-10,6	2,0
CI	2014	-1,8	1,1
CJ	2014	5,7	2,1
CK	2014	0,2	1,8
CM	2014	15,6	1,1
EZ	2014	7,6	1,5
FZ	2014	-16,3	1,5
GZ	2014	-7,0	1,7
HZ	2014	9,6	1,9
IZ	2014	-3,2	1,8
JA	2014	3,1	0,8
JB	2014	16,1	0,6
JC	2014	-1,3	0,9
KZ	2014	-5,4	1,3
LZ	2014	-5,1	0,1
MA	2014	4,6	0,8
MB	2014	-0,7	0,1
MC	2014	5,5	1,0
NZ	2014	-1,2	1,8
QA	2014	-8,8	0,4
QB	2014	-4,6	0,4
RZ	2014	5,2	0,6
SZ	2014	9,0	0,6
AZ	2015	-4,4	0,4
BZ	2015	-1,3	1,3
CA	2015	15,0	1,5
CL	2015	8,0	1,5
CB	2015	9,1	2,2
CC	2015	8,1	2,1
CE	2015	-3,9	0,7
CF	2015	-14,0	0,6
CG	2015	10,4	1,7
CH	2015	-13,5	2,0
CI	2015	5,6	1,0
CJ	2015	3,2	2,0
CK	2015	2,8	1,8
CM	2015	19,4	1,1
EZ	2015	2,3	1,5
FZ	2015	-16,3	1,5
GZ	2015	-8,1	1,7
HZ	2015	21,8	1,8
IZ	2015	13,7	1,8
JA	2015	2,1	0,8
JB	2015	20,5	0,6
JC	2015	-4,3	0,8

KZ	2015	4,3	1,2
LZ	2015	-7,8	0,1
MA	2015	4,6	0,8
MB	2015	1,8	0,1
MC	2015	OBS omise	1,1
NZ	2015	-0,7	1,8
QA	2015	-22,6	0,4
QB	2015	-9,1	0,4
RZ	2015	1,1	0,6
SZ	2015	15,8	0,7
AZ	2016	-9,9	0,4
BZ	2016	12,7	1,1
CA	2016	9,7	1,5
CL	2016	1,7	1,4
CB	2016	19,2	2,1
CC	2016	13,6	2,0
CE	2016	-12,9	0,7
CF	2016	-8,9	0,6
CG	2016	11,2	1,7
CH	2016	-9,9	2,0
CI	2016	7,2	1,0
CJ	2016	10,1	1,9
CK	2016	12,4	1,9
CM	2016	20,5	1,1
EZ	2016	9,6	1,5
FZ	2016	-17,2	1,5
GZ	2016	-7,6	1,7
HZ	2016	9,6	1,7
IZ	2016	18,2	1,9
JA	2016	4,4	0,8
JB	2016	34,8	0,5
JC	2016	-6,6	0,8
KZ	2016	10,4	1,2
LZ	2016	-5,7	0,1
MA	2016	12,7	0,8
MB	2016	3,7	0,1
MC	2016	9,8	1,1
NZ	2016	0,6	1,8
QA	2016	-30,8	0,4
QB	2016	-11,9	0,4
RZ	2016	9,5	0,6
SZ	2016	18,7	0,7
AZ	2017	-18,8	0,5
BZ	2017	19,7	1,5
CA	2017	9,4	1,9

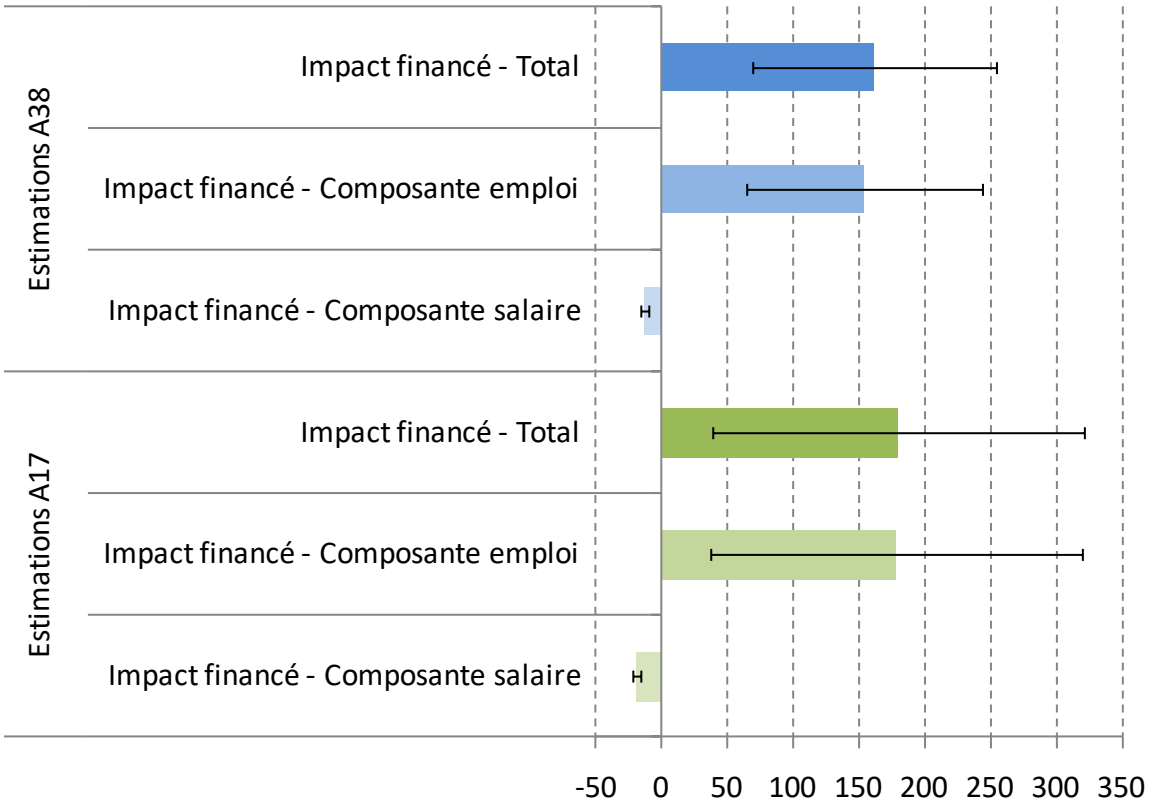
CL	2017	2,4	1,8
CB	2017	19,7	2,5
CC	2017	15,4	2,3
CE	2017	-18,5	0,8
CF	2017	-10,8	0,7
CG	2017	8,9	1,9
CH	2017	-12,4	2,2
CI	2017	10,3	1,1
CJ	2017	10,9	2,3
CK	2017	15,3	2,3
CM	2017	25,5	1,3
EZ	2017	12,8	1,7
FZ	2017	-26,0	1,7
GZ	2017	-3,6	1,9
HZ	2017	5,4	2,1
IZ	2017	16,7	2,1
JA	2017	5,2	1,0
JB	2017	37,3	0,7
JC	2017	-10,0	0,9
KZ	2017	16,8	1,5
LZ	2017	-0,1	0,1
MA	2017	13,8	1,0
MB	2017	-0,1	0,2
MC	2017	14,1	1,2
NZ	2017	-5,3	2,1
QA	2017	-37,0	0,4
QB	2017	OBS omise	0,5
RZ	2017	13,2	0,7
SZ	2017	22,9	0,8

Annexe 3 : Décomposition des impacts macroéconomiques de l'emploi et des salaires

Les résultats macroéconomiques présentés au sein du chapitre 2 prennent en compte l'ensemble des impacts du CICE estimés économétriquement sur l'emploi et les salaires. Ces deux composantes sont intégrées simultanément.

Cette annexe propose de décomposer l'impact macroéconomique total selon ses composantes imputables à l'effet emploi d'une part, puis aux salaires d'autre part. La procédure employée est simple. En ce qui concerne la composante emploi, les cales correspondant aux estimations économétriques de l'impact emploi du CICE sont introduites seules pour chacune des variantes modélisées. Une procédure symétrique est ensuite appliquée pour obtenir la composante salaire de l'impact macroéconomique.

Figure 26: Impacts macroéconomiques du CICE par composante



La **Figure *26*** présente les résultats de cette décomposition dans la variante financée, comprenant l'augmentation des prélèvements obligatoires et la réduction des dépenses publiques, pour l'année 2017. Au sein du modèle ThreeME, l'ensemble de l'impact macroéconomique résulte de la composante emploi.

En effet, la composante salaire seule ne permet pas de compenser l'impact récessif du choc budgétaire négatif nécessaire au financement du CICE. L'impact salaire du CICE conduit à une augmentation de

0,2% de la dépense des ménages, insuffisante pour contrebalancer la baisse de 0,7% de la dépense publique.

En complément, le détail des résultats macroéconomiques de la variante comprenant la seule composante emploi, puis la seule composante salaire sont présentés ci-dessous.

Tableau 40 : Estimations A38 - CICE financé - Composante emploi

En écart au compte central

	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0,1	0,1	0,0	-0,1	-0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,1	0,1	0,2	0,2	0,3
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,2	-0,3	-0,5
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,1	0,1	-0,1	-0,2	-0,3
Solde extérieur	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,2	0,0	0,1	0,1	0,1
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,7	-0,7	-0,7
FBCF des SNF EI	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,1	0,3	0,5	0,6
Salaire nominaux (en %)	0,0	0,1	0,3	0,5	0,7
Salaire réel (en %)	0,3	0,0	0,2	0,4	0,6
Prix du PIB (en %)	-0,4	-0,2	-0,3	-0,3	-0,4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	0,1	0,1	0,1	0,0
productivité horaire, marchand (en %)	0,1	-0,2	-0,4	-0,6	-0,8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10,2	74,5	113,4	137,9	154,0
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2

Source : calculs OFCE, ThreeME

Tableau 41 : Estimations A38 - CICE financé - Composante salaire

En écart au compte central

	2013	2014	2015	2016	2017
PIB total en volume	0,1	0,2	0,1	0,0	-0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Dépenses des ménages	0,1	0,1	0,2	0,4	0,5
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,2	-0,3	-0,5
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,1	0,1	0,0	0,0	-0,1
Solde extérieur	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2
Dépenses des APU	0,0	0,0	-0,7	-0,7	-0,7
FBCF des SNF EI	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,3	0,5	0,7	0,9
Salaire nominaux (en %)	0,0	0,4	0,9	1,4	1,9
Salaire réel (en %)	0,3	0,1	0,5	0,9	1,3
Prix du PIB (en %)	-0,4	-0,1	0,0	0,2	0,4
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	0,2	0,3	0,5	0,6
productivité horaire, marchand (en %)	0,1	-0,1	-0,4	-0,6	-0,8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	10,2	77,1	119,6	146,3	161,5
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1

Source : calculs OFCE, ThreeME

Annexe 4 : Les branches et leurs mnémoniques

Tableau 42 : Nomenclature A38

AZ : Agriculture, sylviculture et pêche
BZ : Industries extractives
CA : Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac
CB : Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure
CC : Travail du bois, industries du papier et imprimerie
CD : Cokéfaction et raffinage
CE : Industrie chimique
CF : Industrie pharmaceutique
CG : Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques
CH : Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements
CI : Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques
CJ : Fabrication d'équipements électriques
CK : Fabrication de machines et équipements n.c.a.
CL : Fabrication de matériels de transport
CM : Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements
DZ : Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné
EZ : Production et distribution d'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution
FZ : Construction
GZ : Commerce ; réparation d'automobiles et de motocycles
HZ : Transports et entreposage
IZ : Hébergement-restauration
JA : Edition, audiovisuel et diffusion
JB : Télécommunications
JC : Activités informatiques et services d'information
KZ : Activités financières et d'assurance
LZ : Activités immobilières

MA : Activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie, de contrôle et d'analyses techniques
MB : Recherche-développement scientifique
MC : Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques
NZ : Activités de services administratifs et de soutien
OZ : Administration publique
PZ : Enseignement
QA : Activités pour la santé humaine
QB : Hébergement médico-social et social et action sociale sans hébergement
RZ : Arts, spectacles et activités récréatives
SZ : Autres activités de services
TZ : Activités des ménages en tant qu'employeurs ; activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre
UZ : Activités extra-territoriales

Bibliographie

Blot, Christophe, Hervé Péléraux, Raul Sampognaro, et Sébastien Villemot. «Comprendre la dynamique salariale par temps de crise.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 219-255.

Callonnec, Gaël, Gissela Landa, Paul Malliet, Frédéric Reynès, et Yasser Yeddir-Tamsamani. «A Full Description of the THREEME Model: Multi-sector Macroeconomic Model for the Evaluation of Environmental and Energy policy.» *Retrieved from www.ofce.sciences-po.fr/indic&prev/modele.htm*, 2013.

Capros, P, D Van Regemorter, L Paroussos, et P Karkatsoulis. *Manual of GEM-E3.* 2013.

Carbonnier, Clément, et al. «Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires.» Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) de Sciences Po en réponse à l'appel à l'évaluation de France Stratégie., 2018.

Château, Jean, Rob Dellink, et Elisa Lanzi. «An Overview of the OECD ENV-Linkages Model: Version 3.» *OECD Environment Working Papers n°65*, 2014.

Chauvin, Valérie, Gaël Dupont, Eric Heyer, Mathieu Plane, et Xavier Timbeau. «Le modèle France de l'OFCE.» *Revue de l'OFCE*, 2002: 245-300.

Dixon, Peter B, et Dale W Jorgenson. *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling SET.* 2013.

Ducoudré , Bruno, Eric Heyer, Alaïs Martin-Baillon, et Mathieu Plane. «Quelle incidence du CICE sur les salaires et l'emploi ? Une évaluation pour la période 2014-2017t2 sur données de branches.» *SCIENCES PO OFCE WORKING PAPER n° 25*, 2017.

Ducoudré, Bruno, Eric Heyer, et Mathieu Plane. «Que nous apprennent les données de branches sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015T2.» *Economie et prévision*, 2017: 91-113.

Ducoudré, Bruno, et Eric Heyer. «Baisse de l'euro et désinflation compétitive. Quel pays en profitera le plus ?» *Revue de l'OFCE*, 2014: 221-253.

Ducoudré, Bruno, et Mathieu Plane. «Les demandes de facteurs de production en France.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 21-53.

Ducoudré, Bruno, et Mathieu Plane. «Les demandes de facteurs de production en France. Estimation et analyse des effets de la crise.» *Revue de l'OFCE*, 2015: 21-53.

Ducoudré, Bruno, et Nicolas Yol. «Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et utilisation de l'information macro-sectorielle.» *OFCE WORKING PAPER n° 30*, 2018.

Fontagné, Lionel, Philippe Martin, et Gianluca Orefice. «The International Elasticity Puzzle Is Worse Than You Think.» *Journal of International Economics*, 2018: 115-129.

France Stratégie. «Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi.» Rapport, 2018.

Gilles, Fabrice, Mathieu Brunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, et Xi Yang. «Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D : Approfondissements et extensions pour la période 2013-2015.» Rapport de recherche de TEPP, 2018.

Guillou, Sarah, Raul Sampognaro, et Tania Treibich. «L'impact attendu du CICE sur les exportations.» *Revue de l'OFCE*, 2017: 131-177.

Haavelmo, Trygve. «Multiplier effects of a balanced budget.» *Econometrica*, 1945: 311-318.

Hagneré, Cyrille, et François Legendre. «Une évaluation ex ante des conséquences du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE).» *Revue économique*, 2016: 697-732.

Heyer, Eric, et Mathieu Plane. «Impact des allégements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi. L'apport des modèles macroéconomiques.» *Revue de l'OFCE*, 2012: 123-140.

Hosoe, Nobuhiro, Kenji Gasawa, et Hideo Hashimoto. *Textbook of Computable General Equilibrium Modeling.* 2010.

Landa, Gissela, Frédéric Reynès, Ivan Cortes, François-Xavier Bellocq, et Fabio Grazi. «Towards a low carbon growth in Mexico: Is a double dividend possible? A dynamic general equilibrium assessment.» *Energy Policy*, 2016: 314-327.

Le Bayon, Sabine, Mathieu Plane, Christine Rifflart, et Raul Sampognaro. «La dévaluation par les salaires dans la zone euro. Un ajustement perdant-perdant.» *Revue de l'OFCE*, 2014: 255-291.

Lutz, Christian , Bernd Meyer , et Marc Wolter. «The global multisector/multicountry 3-E model GINFORS. A description of the model and a baseline forecast for global energy demand and CO 2 emissions.» *International Journal of Global Environmental Issues*, 2010: 25-45.

Malgouyres, Clément, et Thierry Mayer. «Exports and labor costs: evidence from a French policy.» *Review of World Economics*, 2018: 429-454.

Monin, Rémi, et Suarez Castillo. «L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles.» *Document de travail de l'Insee n°G2018/03*, 2018.

Phillips, Alban William. «The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money.» *Economica*, 1958: 283-299.

Plane, Mathieu. «Évaluation de l'impact économique du crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi.» *Revue de l'OFCE*, 2012: 141-153.

Shoven, John B, et John Whalley. *Applying General Equilibrium.* 1992.

Smets, Frank, et Raf Wouters. «An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.» *Journal of the European Economic Association*, 2003: 1123-1175.

Yol, Nicolas. «Évaluation de l'impact du CICE par une méthode hybride et l'utilisation de l'information macrosectorielle : Module 2 Évaluations macrosectorielles.» 2019.