



Que nous apprennent les données de branches sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015 T2 sur données de branche ?

Bruno Ducoudre, Eric Heyer, Mathieu Plane

► To cite this version:

Bruno Ducoudre, Eric Heyer, Mathieu Plane. Que nous apprennent les données de branches sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015 T2 sur données de branche ?. Economie et Prévision, 2017, 2-3 (211-212), pp.91-113. 10.3917/ecop.211.0091 . hal-03471773

HAL Id: hal-03471773

<https://sciencespo.hal.science/hal-03471773>

Submitted on 9 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

Que nous apprennent les données de branches sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015t2

Bruno Ducoudré^(*)

Heyer Éric^(*)

Mathieu Plane^(*)

L'objectif de cet article est de mettre en évidence des effets potentiels du Crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) sur l'économie française, et plus particulièrement sur l'emploi, les salaires et les prix, sur la période 2014-2015t2, à partir de l'information fournie par les comptes nationaux trimestriels par branche.

Le CICE a été instauré par la loi du 29 décembre 2012, suite à la remise du Rapport Gallois sur le Pacte de compétitivité pour l'industrie française. Il s'agit d'un crédit d'impôt attribué à toutes les entreprises imposées sur leur bénéfice réel et soumises à l'impôt sur les sociétés ou à l'impôt sur le revenu. Son mode de calcul repose sur une assiette salariale large de façon à alléger le coût du travail.

Le CICE poursuit plusieurs objectifs simultanés, précisés dans la loi : le CICE doit permettre aux entreprises de faire des « efforts en matière d'investissement, de recherche, d'innovation, de formation, de recrutement, de prospection de nouveaux marchés, de transition écologique et énergétique et de reconstitution de leur fonds de roulement ». Son évaluation est complexe – multiplicité d'objectifs, ensemble des entreprises éligibles au dispositif, montée en charge, non recours, préfinancement possible, décalage temporel entre l'année de calcul du montant du CICE et sa consommation effective – et rend impossible la construction d'un contrefactuel permettant une évaluation macroéconomique bouclée ex post.

Par ailleurs, le financement du CICE repose sur des efforts que devront réaliser simultanément les ménages et les administrations. Le CICE est explicitement financé pour moitié par une hausse de la fiscalité pesant sur les ménages et pour moitié par des économies de dépenses publiques. Les effets à attendre du CICE seront donc différents selon que l'évaluation du dispositif est réalisée hors financement ou avec financement.

(*) OFCE, Sciences Po Paris.
E-mail: bruno.ducoudre@sciencespo.fr
eric.heyer@sciencespo.fr
mathieu.plane@sciencespo.fr

Nous tenons à remercier les participants au séminaire interne de l'OFCE, au séminaire Emploi IRES-OFCE et à la Conférence AFSE/DG Trésor – Évaluation des politiques publiques, et les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires, remarques et suggestions. Nous remercions plus particulièrement Raul Sampognaro et Xavier Timbeau pour l'aide et le temps qu'ils nous ont accordés pour faire évoluer ce travail.

Cet article n'engage que ses auteurs et non les institutions auxquelles ils appartiennent. Il n'engage *a fortiori* ni la Direction générale du Trésor, ni le ministère de l'Économie et des Finances.

Partant d'une analyse économétrique utilisant l'information disponible issue des comptes trimestriels par branches jusqu'au 2^{ème} trimestre 2015, nous cherchons à savoir si le CICE a eu sur la période 2014-2015t2 des effets sur l'emploi, les salaires et les prix de valeur ajoutée. Pour cela, nous identifions la créance comptable de CICE par branche. Puis nous évaluons, à partir d'une estimation en panel, l'impact du CICE sur l'emploi, les salaires et les prix de valeur ajoutée. Ces travaux sont complémentaires des travaux réalisés par le Comité de suivi du CICE présidé par France Stratégie, qui s'appuient sur des données individuelles d'entreprise.

Cette méthode d'évaluation permet d'avoir une première estimation des effets interbranche du CICE sur l'économie à court terme : celui-ci aurait un effet positif sur les salaires et l'emploi à partir du premier trimestre 2014, et un effet négatif sur les prix de valeur ajoutée. Il apparaît que pour un montant de CICE équivalent à 1 % de la masse salariale, l'emploi d'une branche augmenterait de 0,5 % relativement aux autres branches, et les salaires de 0,7 %. Enfin, à partir des résultats d'estimations réalisées simultanément, nous pouvons quantifier ces effets relatifs interbranche, qui seraient de 1,1 % pour les salaires et de 120 000 pour l'emploi (création ou sauvegarde). Nous testons également la sensibilité des résultats à différentes hypothèses telles que le choix du dénominateur dans la part du CICE retenue – masse salariale ou valeur ajoutée –, le choix des branches retenues pour l'estimation ou la formulation du modèle théorique pour la formation des salaires. Si les effets positifs sur les salaires et l'emploi apparaissent robustes, ceux négatifs sur les prix de valeur ajoutée sont plus fragiles.

Toutefois, une limite importante de cette méthode réside dans le fait qu'elle ne permet ni de déterminer les effets à moyen et long terme du CICE, ni de donner une répartition précise de son affectation, ni de prendre en compte le bouclage macroéconomique. L'interprétation des résultats est rendue complexe par les estimations, réalisées en équilibre partiel. Cela ne permet pas de distinguer les effets directs du CICE par branche (sur l'emploi, sur les salaires ou les prix), des effets indirects du CICE (sur la baisse des prix de consommation intermédiaire, sur le supplément d'activité généré par la baisse de la fiscalité ou sur l'impact du financement du CICE sur l'activité de chacune des branches).

À la suite de la remise du Rapport Gallois sur le Pacte de compétitivité pour l'industrie française, le Crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) a été instauré par la loi du 29 décembre 2012. Il s'agit d'un crédit d'impôt attribué à toutes les entreprises imposées sur leur bénéfice réel et soumises à l'impôt sur les sociétés ou à l'impôt sur le revenu.

Le CICE est un instrument fiscal hybride dont le mode de calcul repose sur une assiette salariale large (comprise entre 1 et 2,5 Salaire minimum interprofessionnel de croissance (Smic)) de façon à alléger le coût du travail, mais qui prend la forme d'un instrument fiscal qu'est le crédit d'impôt sur les bénéfices des sociétés. Le CICE permet à une entreprise de déduire de son impôt sur les bénéfices des sociétés (IS) une somme égale à 6 % des salaires bruts (hors cotisations sociales patronales) versés aux salariés dont la rémunération est inférieure ou égale à 2,5 fois le SMIC.

Le CICE, qui représente un montant de grande ampleur (plus de 20 milliards d'euros en régime de croisière), poursuit plusieurs objectifs simultanés. Ces objectifs ont été précisés dans la loi : le CICE doit permettre aux entreprises de faire des « efforts en matière d'investissement, de recherche, d'innovation, de formation, de recrutement, de prospection de nouveaux marchés, de transition écologique et énergétique et de reconstitution de leur fonds de roulement ».

Au-delà du fait que le CICE est un instrument poursuivant plusieurs objectifs, la complexité de l'évaluation du CICE est liée :

- à la montée en charge du dispositif (de 4 % en 2014 à 6 % de la masse salariale éligible à partir de 2015) ;
- au décalage temporel entre l'année de calcul du montant du CICE et sa consommation effective ;
- au fait que pour les entreprises ne réalisant pas de bénéfices une année donnée, le CICE est reportable et imputable sur les années fiscales suivantes, sauf pour certaines entreprises qui peuvent bénéficier du CICE de façon non décalée, même en cas de pertes ;
- à la possibilité d'un préfinancement du CICE pour les entreprises qui en font la demande ;
- au fait que certaines entreprises, pour diverses raisons (stratégie fiscale, oubli, manque d'informations, ...), n'aient pas recours au CICE ;
- au fait que l'ensemble des entreprises est touché directement (éligibilité au dispositif) ou indirectement (*via* le coût de ses consommations intermédiaires et l'impact du financement de la mesure). Ce point exclut la possibilité de construction d'un contrefactuel permettant une évaluation macroéconomique bouclée *ex post*.

Ces éléments peuvent modifier les comportements des entreprises qui sont encore dans une phase d'apprentissage du dispositif, ce qui rend d'autant

plus complexe l'évaluation des effets du CICE. Par ailleurs, le CICE peut induire des changements de comportement (emploi, prix, salaires, investissements, dividendes, ...) qui peuvent être lents à se matérialiser et être soumis à des dynamiques assez complexes. Par exemple, la baisse des prix peut être induite par une concurrence entre des acteurs qui reçoivent le CICE et qui n'ont pas pour intention première de baisser les prix. Cela aussi complique l'évaluation (effets transitoires ou impact de long terme) au-delà de la question de la montée en charge du dispositif.

Par ailleurs, le financement du CICE repose sur des efforts que devront réaliser simultanément les ménages et les administrations. Le CICE est ainsi explicitement financé pour moitié par une hausse de la fiscalité pesant sur les ménages (Taxe sur la valeur ajoutée (TVA) et fiscalité écologique) et pour moitié sur des économies de dépenses publiques. Ainsi, les effets à attendre du CICE seront différents selon que l'évaluation du dispositif est réalisée hors financement ou avec financement.

L'objectif de cet article est de mettre en évidence plusieurs effets potentiels du CICE sur l'économie, à partir de l'information fournie par les comptes nationaux trimestriels par branche. Partant d'une analyse économétrique, nous cherchons à savoir si le CICE a eu sur la période 2014-2015t2 des effets sur l'emploi, les salaires et les prix de valeur ajoutée. Cette méthode permet d'identifier et de quantifier les effets relatifs interbranche du CICE. Elle ne permet pas d'en déduire des effets macroéconomiques. Elle est complémentaire des travaux réalisés par le Comité de suivi du CICE présidé par France Stratégie, qui s'appuient sur des données individuelles d'entreprises.

Après avoir identifié la créance comptable de CICE par branche, nous évaluons, à partir d'une estimation en panel, l'impact du CICE sur l'emploi, les salaires et les prix de valeur ajoutée. Dans le cadre de cet article, nous utilisons l'information disponible issue des comptes trimestriels jusqu'au 2^{ème} trimestre 2015. Au gré de l'allongement de la période de déploiement du dispositif, les élasticités au CICE de l'emploi, des salaires et des prix de valeur ajoutée pourraient cependant évoluer, ce qui n'est pas incohérent à la fois avec la montée en charge du CICE mais aussi certaines dynamiques transitoires comme le phénomène d'apprentissage des entreprises vis-à-vis du dispositif, les changements de stratégie ou la crédibilité du dispositif.

La méthode d'évaluation que nous retenons ici permet d'avoir une première estimation des effets interbranche du CICE sur l'économie à court terme : celui-ci aurait un effet positif sur les salaires et l'emploi à partir du premier trimestre 2014, et un

effet négatif sur les prix de valeur ajoutée. Ces résultats sont compatibles avec ceux menés en parallèle par différentes équipes de recherche pour le Comité de suivi du CICE – et publiés ultérieurement à la réalisation de cette étude –, bien que ces travaux aboutissent à des résultats incertains sur l’emploi et les salaires : une équipe⁽¹⁾ conclut à un effet probable de l’ordre de 45 000 à 120 000 emplois créés ou sauvés dès 2013 et à l’absence d’effet sur les salaires, tandis que l’autre équipe⁽²⁾ ne trouve aucun effet sur l’emploi et un effet positif sur les salaires horaires (France Stratégie, 2016, 2017).

En revanche, la méthode ne permet ni de déterminer ses effets à moyen et long terme, ni de donner une répartition précise de l’affectation du CICE, ni de prendre en compte le bouclage macroéconomique. En effet, l’interprétation des résultats est complexe car les estimations, réalisées en équilibre partiel, ne peuvent distinguer les effets directs du CICE par branche (sur l’emploi, les salaires ou les prix) des effets indirects du CICE (sur la baisse des prix de consommation intermédiaire ou sur le supplément d’activité généré par la baisse de la fiscalité ou sur l’impact du financement du CICE sur l’activité de chacune des branches). Ainsi, les 17 milliards d’euros de CICE comptabilisés en 2015 peuvent avoir un effet sur l’économie supérieur ou inférieur à 17 milliards, une fois intégré les effets de bouclage macroéconomique, et que l’on ne connaît pas à ce stade. Or, nos estimations portent sur les données observées, qui sont donc *ex post*, rendant donc impossible de donner une répartition claire du CICE sur la base d’un montant *ex ante*. Les impacts estimés sont le résultat à la fois des effets du CICE sur les entreprises qui le reçoivent, des contre effets du financement du CICE, des effets induits du CICE sur les entreprises amont, des effets sur les marchés (concurrence) et des effets macroéconomiques induits (inflation, salaires et chômage,...).

Les effets théoriques attendus du CICE et les données utilisées sont présentés dans une première partie. La deuxième partie traite de la méthode d’évaluation économétrique et présente les résultats des estimations. Puis nous testons la sensibilité des résultats à différentes hypothèses telles que le choix du dénominateur dans la part du CICE retenue – masse salariale ou valeur ajoutée –, le choix des branches retenues pour l’estimation ou la formulation du modèle théorique pour la formation des salaires. En conclusion, nous discutons les limites inhérentes à cette étude et les développements futurs de ce travail.

Effets théoriques attendus et données utilisées

Quels sont les effets théoriques attendus du CICE ?

En abaissant le coût du travail, le CICE favorise directement l’emploi car il incite les entreprises à substituer du travail au capital. Par ailleurs, la baisse des coûts de production se répercutera en partie dans les prix, ce qui va générer, dans les branches exposées à la concurrence internationale, des gains de compétitivité sur les marchés extérieurs et ainsi stimuler les exportations, tandis que sur le marché national les importations devraient reculer. De plus cette baisse des prix hors TVA, c’est-à-dire qui n’intègre pas les effets du financement du dispositif, augmente le pouvoir d’achat des ménages qui est amélioré également par les créations d’emplois. En outre, une partie du CICE peut être utilisée par les entreprises pour augmenter les salaires, pour compenser la hausse de TVA, mais aussi en fonction de la capacité des salariés à capter la subvention, capacité qui peut être fonction du taux de chômage, sachant que celui-ci est d’autant plus faible que les salaires sont élevés.

La partie de la baisse des coûts qui n’est pas répercutée dans les prix de valeur ajoutée ou les salaires se retrouvera dans le taux de marge des entreprises, permettant ainsi d’améliorer la rentabilité et de favoriser l’investissement productif, commercial ou en recherche-développement mais aussi la distribution de dividendes.

En revanche, le financement de ces dispositifs, que ce soit par la hausse de la TVA, la fiscalité écologique ou la réduction de la dépense publique, diminue le pouvoir d’achat des ménages et la demande adressée aux entreprises, ce qui pèse en retour sur l’emploi et l’investissement.

Cette politique de baisse des coûts du travail, qui s’apparente vis-à-vis des pays tiers à une dévaluation (Farhi *et alii*, 2014), ne sera par ailleurs efficace que sous certaines conditions. La première est l’accroissement de la demande extérieure. En effet, la baisse à court et moyen terme des carnets de commande en France, liée à la contraction du pouvoir d’achat des ménages par le biais du financement, devra être compensée par une hausse des exportations. La deuxième est que les principaux concurrents de l’Hexagone ne mettent pas en place la même politique, ce qui annulerait les effets de compétitivité attendus. La troisième est que l’appareil productif soit employé à la limite de ses capacités et que l’amélioration des marges des entreprises soit affectée à l’investissement.

Les données utilisées

La première étape de notre étude consiste à approcher le montant de CICE par branche et à construire une base de données sur longue période (du 1^{er} trimestre 1980 au 2^{ème} trimestre 2015) à partir des comptes nationaux trimestriels par branche.

Tout d'abord, le CICE se caractérise par un écart conséquent entre la créance liée au CICE et sa consommation effective. Selon le Rapport du Comité de suivi pour le CICE de 2015⁽³⁾, la créance des entreprises sur l'État, liée au CICE, a été en 2014 de 11,3 milliards d'euros et sa consommation effective de « seulement » 6,4 milliards. Et en 2015 et 2016, selon le Projet de loi de finances 2016, la créance serait respectivement de 17,9 et 18,6 milliards et sa consommation effective respectivement de 12,5 et 13 milliards, soit un écart d'environ 5,5 milliards en 2015 et 2016 (cf. graphique 1). Cette différence importante entre la créance et la consommation effective s'explique principalement par le fait que lorsqu'une entreprise déclare des pertes ou des bénéfices insuffisants pour que l'IS soit supérieur au CICE, l'État ne lui reverse pas immédiatement la différence, à l'exception de certaines entreprises (PME, jeunes entreprises innovantes, entreprises nouvelles (sous conditions) ou entreprises en difficulté faisant l'objet d'une procédure collective). Cette somme devient alors une créance que l'entreprise détient sur l'État, et qui pourra être déduite de l'IS de l'année suivante. Ce report est possible trois années de suite. Si au terme de la troisième année, l'IS de l'entreprise est toujours trop faible pour absorber les créances cumulées au titre du CICE, celles-ci sont restituées par l'État. En pratique, du fait de la faiblesse chronique de l'IS d'un grand nombre d'entreprises, celles-ci accumulent des créances à faire valoir plus tard, sans bénéficier aujourd'hui du CICE.

Ainsi, selon les prévisions de Bercy, l'écart entre la créance de CICE et sa consommation ne

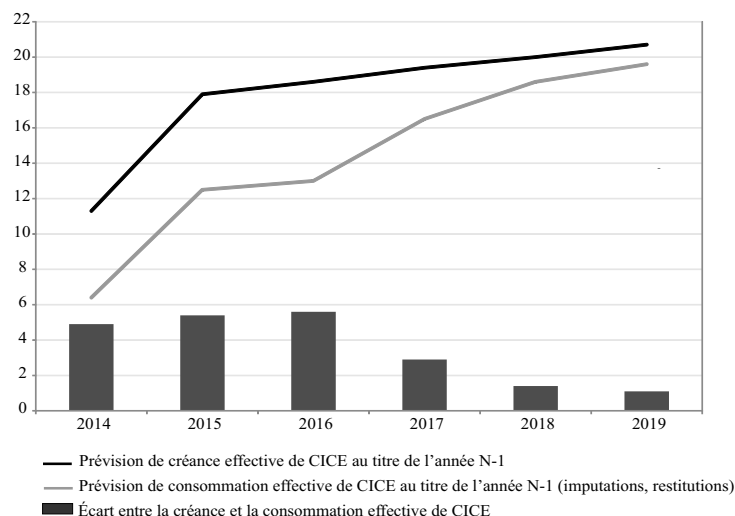
commencerait à diminuer qu'à partir de 2017, au moment où des montants importants de CICE non consommés pendant trois ans seront restitués.

Dans notre évaluation, nous avons retenu la créance comptable de CICE par branche et non pas la consommation effective de CICE. Le montant du CICE par branche est calculé ici à partir du compte d'exploitation trimestriel des entreprises issu de la comptabilité nationale. À partir des évolutions trimestrielles des subventions d'exploitations par branche (D39_) dans lesquelles le CICE est comptabilisé, nous approchons les montants de CICE pour les 17 branches (cf. graphique 2). La valeur du CICE est nulle sur la période 1980-2013 puis a une valeur constante sur l'année 2014 ainsi qu'une valeur constante sur l'année 2015, bien que différente de celle de 2014 en raison de la montée en charge du dispositif.

La créance fiscale CICE au sens de la comptabilité nationale inclut les créances portées à la connaissance de l'administration fiscale entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année N+1, quel qu'en soit le millésime. Elle est légèrement différente de la créance CICE cible (ou théorique) qui est la créance fiscale acquise au titre d'une année donnée qui correspond au droit à CICE résultant de l'application du taux de CICE en vigueur à la masse salariale éligible. À partir des données fournies par l'Agence centrale des organismes de Sécurité sociale (Acos) sur l'assiette éligible au CICE par branche pour l'année 2014 et publiées dans le Rapport de France Stratégie (2015), nous avons recalculé les montants de CICE théorique par branche en appliquant un taux de 4 % à l'assiette éligible.

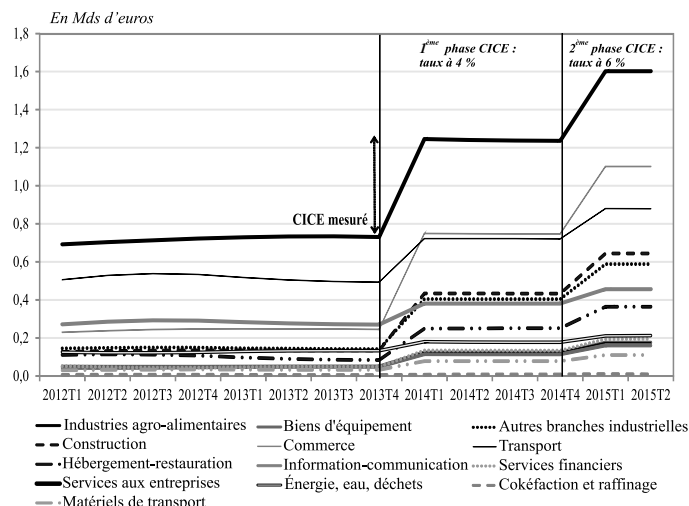
Afin de vérifier que les montants de CICE que nous avons calculés à partir de la comptabilité nationale étaient cohérents, nous les avons comparés au CICE théorique par branche pour l'année 2014. Comme le montre le graphique 3, la répartition du CICE par

Graphique 1 : prévisions de créance et de consommation effective de CICE



Source : Projet de loi de finances pour 2016.

Graphique 2 : subventions d'exploitation par branche



Source : comptes nationaux trimestriels, Insee.

branche est très proche selon les deux sources. Cependant, bien que relativement faibles, des écarts existent entre les deux sources et peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs. Ils peuvent être liés au fait que certaines sociétés, pour différentes raisons, n'ont pas eu recours au CICE ou qu'elles ont clôturé tardivement leur exercice 2013, ne leur permettant pas ainsi de bénéficier du CICE en 2014. Les écarts par branche peuvent aussi s'expliquer par le fait que les montants de CICE sont déclarés par établissement au niveau de l'Acosse et au niveau des « redevables fiscaux » auprès de l'administration fiscale. Ainsi dans certains cas, la branche bénéficiant du CICE peut être différente selon l'Acosse ou l'administration fiscale si les grands groupes consolidés fiscalement déclarent le CICE pour des filiales ou établissements qui n'appartiennent pas à la même branche que celle du groupe. Enfin, certains employeurs, notamment dans les services aux ménages et les services non marchands, déclarent des cotisations sociales patronales mais ne peuvent pas bénéficier du CICE car ils ne sont pas soumis au régime des bénéfices

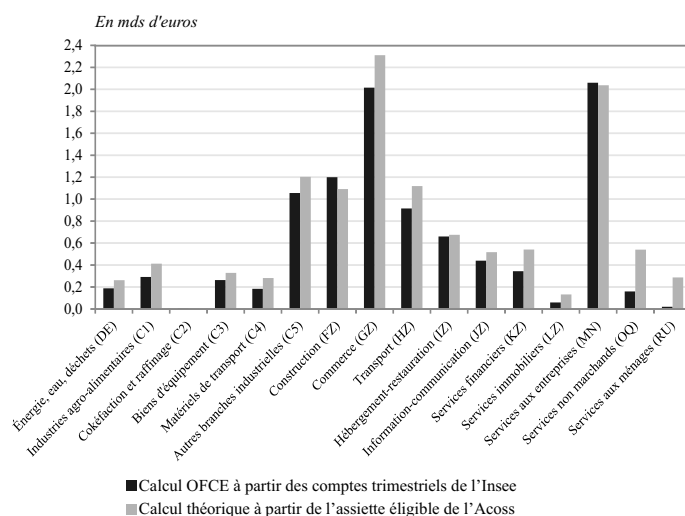
réels. Au final, la créance théorique, calculée à partir des données Acoss, est évaluée à 12 milliards d'euros en 2014 alors que la créance issue des comptes nationaux est estimée à 10,2 milliards d'euros.

La somme du CICE par branche, calculée à partir de la subvention d'exploitation par branche, est très proche de celle publiée dans le Projet de loi de finances (PLF) pour 2016 (17,2 milliards en 2015 selon notre calcul à partir des comptes nationaux contre 17,3 milliards selon le PLF 2016).

Ces comparaisons, aussi bien sur la répartition que sur l'agrégation, semblent ainsi valider notre méthode d'identification du CICE⁽⁴⁾ par branche jusqu'en 2015.

Afin d'estimer de façon *ex post* les premiers effets du CICE, nous avons utilisé pour l'ensemble des variables la version détaillée des comptes trimestriels dans laquelle figure une première estimation des comptes des agents (ménages, entreprises, administrations publiques,...), qui est

Graphique 3 : CICE par branche en 2014 selon la comptabilité nationale et les données Acoss



Sources : Acoss, Insee, calculs de l'OFCE.

publiée moins de 90 jours après la fin du trimestre. Les estimations sont donc réalisées sur la base de l'information fournie par la version des comptes publiée le 23 septembre 2015. Les données estimées s'étalent sur une période allant du 1^{er} trimestre 1980 au 2^{ème} trimestre 2015.

Nous avons estimé en panel sur 16 branches les équations d'emploi salarié, de salaire et de prix de valeur ajoutée, la branche cokéfaction et raffinage étant écartée du fait de ses spécificités (très faible niveau d'emploi, comportement de fixation des prix de valeur ajoutée atypique).

Encadré 1 : les données utilisées et leurs mnémoniques

W : salaire moyen brut par tête, Insee ;
 Pva : prix de la valeur ajoutée, Insee ;
 Pc : prix à la consommation (déflateur), Insee ;
 Hl : durée du travail, Insee ;
 E : emploi salarié, Insee ;
 MS : masse salariale, Insee ;
 π : productivité du travail par tête, Insee ;
 VA_{val} : valeur ajoutée en valeur, Insee ;
 VA_{vol} : valeur ajoutée en volume, Insee ;
 $Tx_{cot.pat}$: taux de cotisations patronales, Insee ;
 $CICE$: montant des créances du CICE, en milliards d'euros, Insee et calculs OFCE ;
 U : taux de chômage au sens du BIT, Insee ;
 Ck : coût du capital (correspond au taux d'intérêt des SNF déflaté par le prix de l'investissement de la branche moins le taux de dépréciation du capital de la branche), Insee et calculs OFCE ;
 Cl : coût du travail (correspond au salaire moyen brut par tête augmenté des cotisations patronales) ;
 $PartCI_{c2}$: part des consommations intermédiaires en cokéfaction et raffinage dans la production, Insee et calculs OFCE ;
 AZ : agriculture
 $C1$: industries agro-alimentaires
 $C2$: cokéfaction et raffinage
 $C3$: biens d'équipements
 $C4$: matériels de transport
 $C5$: autres branches industrielles
 DE : énergie, eau, déchets
 FZ : construction
 GZ : commerce
 HZ : transport
 IZ : hébergement-restauration
 JZ : information-communication
 KZ : services financiers
 LZ : services immobiliers
 MN : services aux entreprises
 OQ : services non marchands
 RU : services aux ménages

Présentation de la méthodologie et des premiers résultats

La méthodologie retenue ici pour tester l'incidence du CICE sur les salaires, les prix et l'emploi se décompose en deux étapes :

- dans une première étape nous procédons à l'estimation, en panel sur 16 branches, d'équations de salaire, de prix et d'emploi. Ces équations prennent la forme de modèles à correction d'erreurs (MCE) et sont estimées sur longue période ;
- dans une seconde étape, nous simulons les trois MCE pour la période allant du premier trimestre 2014 au deuxième trimestre 2015. Puis nous testons, pour chaque trimestre et pour chaque variable endogène, si l'écart entre sa valeur simulée et sa valeur observée dépend du montant de CICE dans chaque branche. Cette méthode nous permet de construire un contrefactuel partiel, certaines variables explicatives pouvant être impactées par le CICE.

Les équations retenues

Trois équations, écrites sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs (MCE), ont été estimées.

L'équation de salaire

La modélisation des salaires pour chaque branche i est la suivante.

Le salaire de chaque branche i est modélisé en imposant une convergence à long terme entre le salaire de la branche (W_i) et le salaire moyen pour l'ensemble de l'économie (W). Pour chaque équation nous avons introduit des effets fixes par branche et temporels (équation (1.1)).

$$(1.1) \Delta \log(W_{i,t}) = cte - \gamma_w (\Delta \log(W_{i,t-1}) - \Delta \log(W_{t-1})) + \kappa_w \sum_{j=1}^n \Delta \log(W_{i,t-j}) + \tau_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Pc_{t-j}) + v_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) + \varsigma_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Smic_{t-j}) + \xi_w \sum_{j=0}^n \Delta(U_{t-j}) + \mu_i + \mu_t + \delta_{i,t}$$

Le salaire moyen pour l'ensemble de l'économie est quant à lui modélisé à travers une relation de Phillips : il dépend de la croissance des prix à la consommation (Pc), du taux de croissance de la

productivité par tête (π), du taux de croissance du Smic et enfin du taux de chômage (U) (équation 1.2).

$$(1.2) \Delta \log(W_t) = cte - \tilde{\gamma}_w \left(\begin{aligned} &\Delta \log(W_{t-1}) - \alpha_w \Delta \log(Pc_{t-1}) - \beta_w \Delta \log(\pi_{t-1}) \\ &- \eta_w U_{t-1} - \psi_w \Delta \log(Smic_{t-1}) \end{aligned} \right) \\ + \tilde{\kappa}_w \sum_{j=1}^n \Delta \log(W_{t-j}) + \tilde{\tau}_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Pc_{t-j}) \\ + \tilde{v}_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{t-j}) + \tilde{\zeta}_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Smic_{t-j}) \\ + \tilde{\xi}_w \sum_{j=0}^n \Delta(U_{t-j}) + \text{'ow}_{i,t}$$

L'équation d'emploi

La deuxième équation est une équation de demande d'emploi. Elle est issue de l'optimisation sous contrainte budgétaire d'une fonction de production CES et fait dépendre l'emploi de la branche i de sa valeur ajoutée ($VA_{vol,i}$), du coût salarial réel de la

branche (Cl_i), d'un trend de productivité du travail et de la durée du travail de la branche (Hl_i) (cf. encadré 2 et équation (2)).

$$(2) \Delta \log(E_{i,t}) = cte - \gamma_E \left(\begin{aligned} &\log(E_{i,t-1}) - \log(VA_{vol,i,t-1}) \\ &- \sigma_E \log\left(\frac{W_i(1+tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)^{t-1} \\ &- \alpha_E \log(Hl_{i,t-1}) - \beta_E (\sigma_E - 1) trend \end{aligned} \right) \\ + \kappa_E \sum_{j=1}^n \Delta \log(E_{t-j}) + \tau_E \sum_{j=0}^n \Delta \log(VA_{vol,i,t-j}) \\ + v_E \sum_{j=0}^n \Delta \log\left(\frac{W_{i,t-j}(1+tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{Pva_{i,t-j}}\right) \\ + \mu_{E_i} + \mu_{E_t} + \text{'o}_{E_{i,t}}$$

Dans cette équation nous avons également introduit des effets fixes par branche et temporels.

Encadré 2 : la modélisation des demandes de facteurs de production

Le cadre théorique sous-jacent aux relations de long terme des demandes de facteur de production spécifie le comportement de maximisation du profit des entreprises (i) en tenant compte des possibilités techniques de production et de la courbe de demande.

$$\text{Max}_{P_i, Y_i, L_i, K_i} P_i Y_i CIL_i - CkK_i$$

Sous la contrainte $Y_i = F_i(K_i, L_i)$

$$\text{Et } Y_i = Y_i^d(P_i)$$

Où P correspond au prix de l'entreprise i , Y représente la valeur ajoutée de l'entreprise i et Y^d la demande qui lui est adressée. N représente le nombre d'entreprises. Les n biens et services sont produits à partir d'une technologie à rendement d'échelle unitaire, à l'aide de 2 facteurs de production – le travail (L) et le capital (K) – selon des fonctions à élasticité de substitution constante (CES) et où le progrès technique E est neutre au sens de Harrod. Cela suppose qu'il ne porte que sur le facteur travail et assure un ratio capital sur production constant à long terme, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibrée.

$$Y_i = F_i(K_i, L_i) = [aK_i^{1-1/\sigma} + (1-a)(EL_i)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Dans cette écriture, σ représente l'élasticité de substitution constante entre le capital et le travail.

Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (η) constante entre les différentes variétés de produit.

$$Y_i = Y_i^d(P_i) = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta}$$

La résolution du programme de maximisation du profit par les producteurs conduit aux équations de demande de facteurs.

Par la suite, les équations sont log-linéarisées et les minuscules désignent les logarithmes des variables définies par les majuscules correspondantes.

La demande de travail s'écrit alors :

$$l + e = y - \sigma(cl - e - p)$$

Cette équation est augmentée de la durée du travail, hl :

$$l + e = y - \sigma(cl - e - p) - \beta(hl)$$

De la même manière, la demande de capital s'écrit :

$$k = y - \sigma(ck - p)$$

cl , p et ck représentant respectivement le coût nominal du travail, le prix de valeur ajoutée et le coût nominal du capital, toujours en logarithme.

L'égalisation de la valeur ajoutée totale à la somme des valeurs ajoutées des entreprises de la branche considérée aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production.

On obtient alors l'équation de détermination du prix de la valeur ajoutée suivante, toujours en logarithme :

$$p = \alpha(cl - e) + (1 - \alpha)ck$$

Le prix de valeur ajoutée s'ajuste pour une part sur le coût du travail, pour l'autre part sur le coût du capital.

L'équation de prix de valeur ajoutée

La troisième équation est une équation de formation du prix de la valeur ajoutée (Pva). Elle est issue, à l'instar de l'équation d'emploi, de l'optimisation sous contrainte budgétaire d'une fonction de production CES. Conformément au modèle théorique sous-jacent détaillé dans l'encadré 2, la formation des prix de valeur ajoutée correspond à l'application d'une marge constante sur le coût unitaire de production de la branche qui est lui-même une combinaison linéaire du coût salarial ($CI = W * (1 + tx_{cot, pat})$) et du coût du capital (Ck). Les coûts des consommations intermédiaires agissent pour leur part sur les prix de production. Ils influencent potentiellement les prix de valeur ajoutée dans le court terme (équation 3).

$$(3) \Delta \log(Pva_{i,t}) = cte - \gamma_{PVA} \left(\log(Pva_{i,t-1}) - (1 - \alpha_i) (\log(W_i (1 + tx_{cot, pat}))_{t-1} - \log(\pi_{i,t-1})) - \alpha_i \log(c_{k,i,t-1}) \right) + \kappa_{PVA} \sum_{j=1}^n \Delta \log(Pva_{i,t-j}) + \tau_{PVA} \sum_{j=0}^n \Delta \log(W_{i,t-j}) + \nu_{PVA} \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) + \mu_{PVA_i} + \mu_{PVA_t} + \delta_{PVA_{i,t}}$$

avec $\alpha_i = moyenne \left(\frac{EBE_i}{VA_i} \right)$ sur la période 1980-2013.

Dans cette équation nous avons également introduit des effets fixes par branche et temporels.

Présentation des résultats

Nous présentons dans un premier temps les résultats des estimations en panel dynamique sur 16 branches des trois MCE décrits précédemment. Puis, dans un second temps, nous testons, pour chaque trimestre et pour chaque variable endogène, si l'écart entre la valeur simulée et la valeur observée des variables endogènes dépend du montant de CICE de chaque branche.

L'estimation des MCE en panel dynamique

Nous avons estimé les trois MCE en utilisant la méthode SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) qui nous permet d'estimer simultanément les équations pour les différentes branches et en les corrigeant d'un effet fixe par branche. Les estimations portant sur des données trimestrielles, des effets fixes par période d'un an ont été également introduits.

Les estimations portent sur la période allant du premier trimestre 1980 au deuxième trimestre 2015.

Les résultats des estimations sont résumés dans le tableau 1 pour l'équation de salaire, le tableau 2 pour l'équation d'emploi et le tableau 3 pour l'équation de prix de la valeur ajoutée.

Avant de commenter plus en détail les résultats de nos estimations, il convient de préciser que l'ensemble des résidus des équations présentées passent le test de normalité.

Les principaux résultats de l'équation de salaire peuvent être synthétisés de la manière suivante :

- pour l'économie agrégée, la force de rappel est statistiquement significative suggérant qu'il y a bien une relation de long terme entre la dynamique salariale et les déterminants de la courbe de Phillips (Phillips, 1958) ;
- les élasticités de long terme obtenues ici sont proches de celles estimées par ailleurs, notamment dans un travail récent de Blot *et alii* (2015) ;
- concernant les relations par branche, la force de rappel fortement significative valide l'hypothèse de convergence des salaires de branche au salaire moyen à long terme ;
- par ailleurs, la prise en compte d'effets fixes individuels et temporels (en annuel) permet d'améliorer le diagnostic statistique général ;
- pour ces raisons, l'équation (1.3) servira de référence pour la suite du travail.

Concernant le comportement d'emploi, les principaux enseignements de nos estimations sont les suivants :

- il existe là-aussi une relation de cointégration entre l'emploi, la valeur ajoutée, la durée du travail, un *trend* de productivité et le coût du travail réel. La force de rappel est toutefois plus faible que celle estimée dans une relation macroéconomique agrégée ;
- la sensibilité de l'emploi à son coût est très proche de celle estimée de manière agrégée figurant notamment dans les modèles macroéconomiques, que ce soit celui de la DGTPE (*Mesange*⁽⁵⁾) ou celui de l'OFCE (*emod.fr*⁽⁶⁾). Ainsi, selon les résultats, nos estimations conduisent à une élasticité de l'emploi à son coût proche de -0,3 pour l'ensemble de l'économie française, proche de celle évaluée dans d'autres travaux économétriques (Chouvel *et alii*, 1996 ; Cueva et Heyer, 1997 ; Gautié, 1998 ; Cochard, Cornilleau et Heyer, 2010 ; Ducoudré et Plane, 2015), mais inférieure, en valeur absolue, à l'évaluation de -0,7 faite par Dormont (1997). Cette sensibilité de la demande de travail à son coût est également proche de celle obtenue dans d'autres pays par Hamermesh (1993) sur des données américaines en panel, pour les sept grands pays développés ;

- l'élasticité de la durée du travail à l'emploi, lorsque celle-ci est estimée par un coefficient commun, est légèrement significative (à 10 %) et sa valeur est également proche des estimations obtenues par ailleurs (Cochard, Cornilleau et Heyer, 2010). Lorsque nous estimons un effet de la durée du travail différencié pour chaque branche (équations (2.2) et (2.3)), les coefficients sont significatifs et d'un signe conforme à l'intuition ;
- de la même manière mais de façon moins tranchée, lorsque nous essayons d'estimer un effet de substitution différencié pour chaque branche (équation (2.3)), quelques coefficients ne ressortent pas significativement. Cette différenciation par branche n'améliore pas le diagnostic statistique général, et n'a donc pas été retenue ;
- pour ces deux dernières raisons, nous poursuivrons l'étude avec la formulation de l'équation (2.2).

Enfin, les résultats de l'équation de prix de valeur ajoutée peuvent se résumer en trois points :

- l'hypothèse d'une formation des prix de valeur ajoutée par branche correspondant à l'application d'une marge constante sur le coût unitaire de production par branche, qui est lui-même une combinaison linéaire du coût salarial et du coût du

capital, semble validée par nos estimations. La force de rappel est en effet significative. Il convient toutefois de noter que cette dernière est extrêmement faible, plus faible de celle observée sur données agrégées (*Mesange* ou *emod.fr*) ;

- nous avons testé l'incidence des coûts des consommations intermédiaires dans la dynamique de court terme, sans succès ;

- de façon à prendre en compte les fluctuations du prix de l'énergie, et notamment du pétrole, dans la formation des prix de la valeur ajoutée, nous avons intégré la part de consommation intermédiaire de cokéfaction et raffinage de chaque branche dans leur valeur ajoutée. L'introduction d'une telle variable ne change pas radicalement les résultats mais les améliore toutefois ;

- l'équation (3.1) servira de référence pour la suite de l'étude.

Quelles incidences du CICE sur les salaires, l'emploi et les prix de valeur ajoutée ?

Une fois les modèles estimés, nous avons réalisé une simulation dynamique de nos trois modèles (équation (1.3) pour les salaires, équation (2.2) pour l'emploi et (3.1) pour les prix de la valeur ajoutée) afin d'obtenir un scénario d'emploi, de salaire et de

Encadré 3 : le salaire mensuel par tête (SMPT) plutôt que le salaire moyen de base (SMB) comme variable endogène

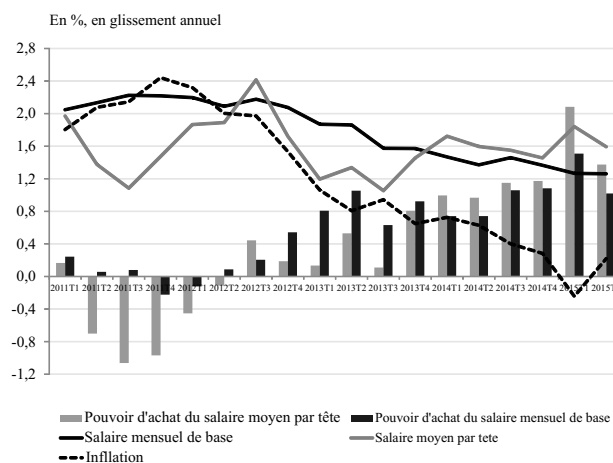
Dans notre équation de salaire, nous avons retenu le SMPT comme variable endogène et non pas le SMB. En effet, contrairement au SMB, le SMPT prend en compte les effets structurels (évolution des qualifications, part du temps partiel), conjoncturels (niveau des heures supplémentaires) et saisonniers (primes). Or, on ne peut écarter l'hypothèse que certaines entreprises, en particulier celles n'ayant pas correctement anticipé le CICE, aient pu redistribuer une partie des premiers versements du CICE sous forme de primes à leurs salariés après plusieurs années de modération salariale. L'accélération de la croissance du salaire moyen par tête (SMPT) entre la fin 2013 et la mi-2014, contrairement au salaire mensuel de base (SMB), pourrait confirmer cette explication (cf. graphique 4).

En effet, alors que le salaire moyen par tête (SMPT) a cru, en glissement annuel sur la période 2011-2013, légèrement moins vite que l'inflation (1,57 % pour le SMPT contre 1,65 % pour l'inflation) (cf. graphique 4), le taux de croissance du SMPT réel s'est accéléré depuis la fin 2013, passant d'un rythme, en glissement annuel, de 0,1 % au 3^{ème} trimestre 2013 à 2,1 % au 1^{er} trimestre 2015. Et, à la différence du salaire mensuel de base (SMB) qui semble suivre l'inflation avec retard, le SMPT a depuis le troisième trimestre 2013 une dynamique décorrélée de l'inflation. De plus, si sur la période qui va de début 2011 à la fin 2013 le SMPT a crû moins vite en glissement annuel que le SMB, depuis le début de l'année 2014 le SMPT croît plus vite que le SMB, et cette tendance s'est amplifiée.

Comment peut donc s'expliquer cette différence ? Tout d'abord, entre la fin 2013 et la mi-2015, les heures supplémentaires n'ont pas augmenté (le nombre moyen d'heures supplémentaires est équivalent en 2013 et 2014 et celui du 1^{er} semestre 2015 est identique à celui du 1^{er}

semestre 2014) et la part des emplois à temps partiel dans l'emploi a augmenté de 0,1 point depuis la fin 2013. Les effets liés à la durée du travail sur la période 2013t4-2015t2 jouent donc plus négativement sur le taux de croissance du SMPT que sur celui du SMB. Si on considère que les effets structurels, liés à l'évolution des qualifications, jouent peu à court terme (6 trimestres) sur les différences de dynamique entre le SMB et le SMPT, une des explications possibles à cet écart de croissance est qu'une partie du CICE ait pu servir à augmenter les primes versées aux salariés, tirant vers le haut la croissance du SMPT, contrairement au SMB.

Graphique 4 : salaire mensuel de base (SMB) et salaire moyen par tête (SMPT)



Sources : Insee, Dares, calculs de l'OFCE.

Tableau 1 : résultats d'estimations de l'équation de salaires (Phillips)

	Équation 1.1	Équation 1.2	Équation 1.3
<i>Équation salaire macroéconomique</i>			
Équation de long terme			
<i>Force de rappel</i>	-0,307 (-5,93)	-0,311 (-5,98)	-0,305 (-5,90)
$\Delta \log(Pc_{t-1})$	0,508 (3,48)	0,512 (3,54)	0,508 (3,47)
$\Delta \log(\pi_{t-1})$	0,516 (3,00)	0,513 (2,99)	0,518 (3,00)
U_{t-1}	-0,142* (-2,09)	-0,145* (-2,17)	-0,140* (-2,05)
$\Delta \log(Smic_{t-1})$	0,207* (2,18)	0,205* (2,18)	0,207* (2,18)
Dynamique de court terme			
<i>Constante</i>	0,005* (2,32)	0,005* (2,40)	0,005* (2,29)
$\Delta(\log(Smic_t))$	0,062 (3,66)	0,082 (3,66)	0,081 (3,66)
$\Delta(\log(Pc_t))$	0,102 (3,51)	0,186 (3,52)	0,185 (3,51)
$\Delta(\log(\pi_t))$	0,168 (4,40)	0,163 (4,40)	0,161 (4,40)
<i>Équations salaires par branche</i>			
Équation de long terme			
<i>Force de rappel</i>	-0,440 (-19,52)	-0,477 (-20,31)	-0,454 (-19,31)
$\Delta \log(W_{t-1})$	1 (NE)	1 (NE)	1 (NE)
Dynamique de court terme			
<i>Constante</i>	-0,001*** (-1,12)	-0,001*** (-0,01)	-0,001*** (-0,86)
$\Delta(\Delta \log(Smic_t))$	0,046* (2,03)	0,049* (2,19)	0,029** (1,60)
$\Delta(\Delta \log(Pc_t))$	0,206 (3,24)	0,209 (3,29)	0,147 (2,58)
$\Delta(U_t)$	-0,001*** (-1,40)	-0,001*** (-1,40)	-0,004 (-3,34)
Effets fixes			
Par branche	non	oui	oui
Par période (année)	non	non	oui
<i>Diagnostics statistiques</i>			
<i>Nombre de branches</i>	16+1	16+1	16+1
<i>Période d'estimation</i>	1980-2015t2	1980-2015t2	1980-2015t2
<i>Nombre d'observations</i>	2 380	2 380	2 380
Test joint Normalité Jarque-Bera	40,12 ($p>0,21$)	33,43 ($p>0,49$)	32,89 ($p>0,52$)

Notes : entre parenthèses figure le t -stat. Les paramètres de court terme ne sont reproduits que lorsqu'ils sont communs et significatifs dans la « formulation préférée ». Lorsque la dynamique de court terme est spécifique aux branches, le nombre de paramètres étant trop important, ces derniers ne sont pas reproduits dans le tableau.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

Tableau 2 : résultats des estimations de l'équation d'emploi

	Équation (2.1)	Équation (2.2)	Équation (2.3)
<i>Équation de long terme</i>			
<i>Force de rappel</i>	-0,017 (-10,13)	-0,015 (-8,31)	-0,015 (-8,24)
Coefficients communs			
$\log\left(\frac{W_{i,t-1}}{Pva_{i,t-1}}\right)$	-0,268 (-3,32)	-0,374 (-3,87)	
$\log(HL_{i,t-1})$	-0,484** (1,86)		
Coefficients spécifiques			
<i>Trend</i>	oui	oui	oui
$\log\left(\frac{W_{i,t-1}}{Pva_{i,t-1}}\right)$	non	non	oui
$\log(HL_{i,t-1})$	non	oui	oui
<i>Dynamique de court terme</i>			
<i>Constance</i>	0,125 (4,01)	0,141 (3,84)	0,141 (3,85)
$\Delta \log(HL_{i,t-1})$	-0,051 (-3,63)	-0,036 (-2,52)	-0,044 (-3,11)
$\Delta \log\left(\frac{W_{i,t-1}}{Pva_{i,t-1}}\right)$	-0,016 (-4,32)	-0,012 (-3,23)	-0,012 (-3,42)
$\Delta \log(VAol_{i,t})$	0,043 (8,97)	0,034 (6,97)	0,041 (9,04)
Effets fixes			
Par branche	oui	oui	oui
Par période (année)	oui	oui	oui
<i>Diagnostics statistiques</i>			
<i>Nombre de branches</i>	16	16	16
<i>Période d'estimation</i>	1980-2015t2	1980-2015t2	1980-2015t2
<i>Nombre d'observations</i>	2 272	2 272	2 272
Test joint Normalité Jarque-Bera	35,57 ($p>0,30$)	28,70 ($p>0,63$)	30,94 ($p>0,52$)

Notes : entre parenthèses figure le t -stat. Le nombre d'observations est plus faible par rapport au tableau 1 du fait de l'intégration de variables retardées (1 retard) dans la dynamique de court terme. Les paramètres de court terme ne sont reproduits que lorsqu'ils sont communs et significatifs dans la « formulation préférée ». Lorsque la dynamique de court terme est spécifique aux branches, le nombre de paramètres étant trop important, ces derniers ne sont pas reproduits dans le tableau.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

prix de valeur ajoutée de référence pour la période allant du premier trimestre 2014 au deuxième trimestre 2015 pour les 16 branches étudiées. Pour chacune des équations, les variables explicatives sont maintenues à leur niveau observé (prix de consommation, productivité, taux de chômage, Smic, durée du travail, valeur ajoutée en volume,...) et ne dépendent donc pas de la simulation.

Tableau 3 : résultats des estimations de l'équation de prix de la valeur ajoutée

	Équation (3.1)	Équation (3.2)
<i>Coefficients de long terme</i>		
<i>Force de rappel</i>	-0,011 (-2,44)	-0,010 (-3,10)
<i>Coefficients communs</i>		
$(1-\alpha_i)(\log(CI_{i,t-1})-\log(\pi_{t-1}))$ $+\alpha_i \log(Ck_{i,t-1})$	1 (NE)	1 (NE)
<i>Coefficients spécifiques</i>		
<i>PartCI_{c2,i,t-1}</i>		oui
<i>Dynamique de court terme</i>		
<i>Constante</i>	-0,003*** (-1,04)	-0,003*** (-1,09)
<i>Coefficients spécifiques</i>		
$\Delta(PartCI_{c2,i,t-1})$	oui	oui
$\Delta \log(W_{i,t})$	oui	oui
$\Delta \log(\pi_{i,t-3})$	oui	oui
$\Delta \log(Pva_{i,t-1})$	oui	oui
$\Delta \log(Pva_{i,t-2})$	oui	oui
<i>Effets fixes</i>		
Par branche	oui	oui
Par période (annuel)	oui	oui
<i>Diagnostics statistiques</i>		
<i>Nombre de branches</i>	16	16
<i>Période d'estimation</i>	1980- 2015t2	1980- 2015t2
<i>Nombre d'observations</i>	2 256	2 256
Test joint Normalité Jarque-Bera	34,13 (p>0,36)	33,68 (p>0,38)

Notes : entre parenthèses figure le *t*-stat. Le nombre d'observations est plus faible par rapport au tableau 1 du fait de l'intégration de variables retardées (jusqu'à 3 retards) dans la dynamique de court terme. Les paramètres de court terme ne sont reproduits que lorsqu'ils sont communs et significatifs dans la « formulation préférée ». Lorsque la dynamique de court terme est spécifique aux branches, le nombre de paramètres étant trop important, ces derniers ne sont pas reproduits dans le tableau.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

Les écarts observés pour ces branches par rapport au scénario de référence ont ensuite été régressés, pour chaque trimestre, sur les montants de CICE pour chacune des branches ramenés soit à leurs masses salariales (MS) pour les salaires et l'emploi, soit à leurs valeurs ajoutées (VA) pour l'effet sur les prix de valeur ajoutée. Pour chaque équation estimée, les pondérations sont unitaires, chaque branche comptant pour une observation.

En notant *i* les différentes branches, les équations estimées sont les suivantes :

$$(4) \frac{W_{observé_{i,t}} - W_{simulé_{i,t}}}{W_{observé_{i,t}}} = \alpha_W + d_W \frac{CICE_{i,t}}{MS_{i,t}} + \varepsilon_{EW}$$

$$(5) \frac{E_{observé_{i,t}} - E_{simulé_{i,t}}}{E_{observé_{i,t}}} = \alpha_E + d_E \frac{CICE_{i,t}}{MS_{i,t}} + \varepsilon_{EE}$$

$$(6) \frac{Pva_{observé_{i,t}} - Pva_{simulé_{i,t}}}{Pva_{observé_{i,t}}} = \alpha_{Pva} + d_{Pva} \frac{CICE_{i,t}}{VAval_{i,t}} + \varepsilon_{EPva}$$

Les graphiques 5 à 7 ainsi que le tableau 4 illustrent ces relations au deuxième trimestre 2015.

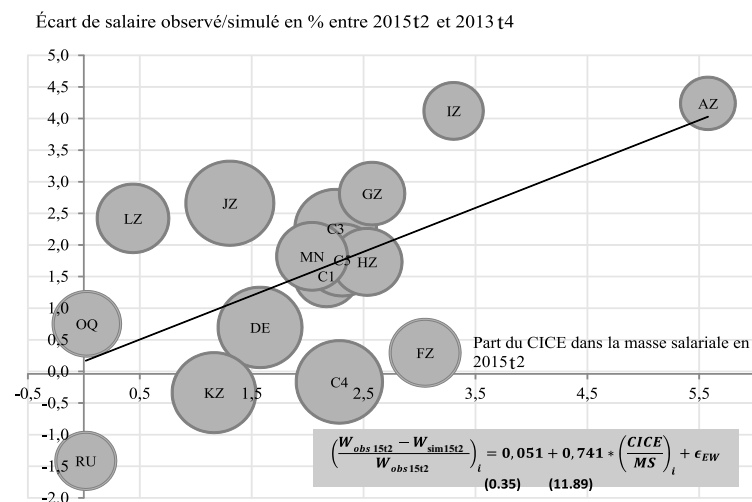
Concernant les salaires, il apparaît graphiquement (*cf.* graphique 5) et significativement économétriquement (*cf.* tableau 4), une relation entre la part du CICE par branche et l'écart entre les salaires observés et simulés par notre modèle structurel.

Cet effet différencié entre branches est positif et indique que le CICE explique une partie de l'écart entre les salaires observés et simulés depuis 2014. Elle traduit l'idée que plus une branche a reçu une part importante de CICE, plus sa dynamique salariale a été favorable. Le CICE semble par conséquent expliquer une partie de la dynamique salariale depuis 2014. Ainsi, selon les résultats de nos estimations sur les 16 branches, pour un montant de CICE équivalent à 1% de la masse salariale, les salaires d'une branche augmenteraient de 0,7% relativement aux autres branches.

De la même manière, il apparaît tout aussi clairement un effet différencié de l'emploi par branche en fonction de la part de CICE (*cf.* graphique 6 et tableau 4). À l'instar de l'effet sur les salaires, l'effet sur l'emploi est aussi positif et significatif. Une partie de l'écart entre l'emploi observé et simulé depuis 2014 s'explique par le CICE : plus une branche a une part importante de CICE, plus sa dynamique d'emploi, créé ou sauvegardé, a été favorable. Ainsi, selon les résultats de nos estimations sur les 16 branches, pour un montant de CICE équivalent à 1 % de la masse salariale, l'emploi d'une branche augmenterait de 0,5 % relativement aux autres branches.

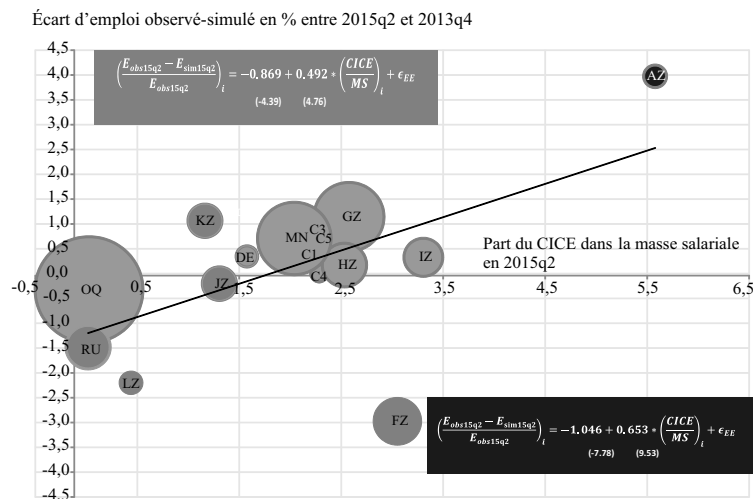
Enfin, l'incidence du CICE sur la formation des prix de la valeur ajoutée semble plus ténue que celle sur les salaires et l'emploi. Comme l'illustre le graphique 7, afin de faire ressortir un lien entre CICE et formation des prix de valeur ajoutée, il est nécessaire d'exclure au moins deux branches : les services non marchands (OQ) et les services aux

Graphique 5 : écart de salaire et part du CICE dans la masse salariale



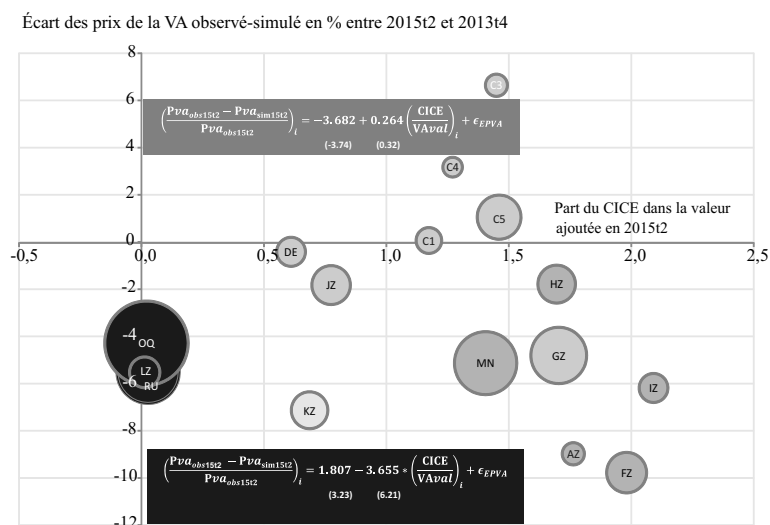
Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de la masse salariale de la branche.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 6 : écart d'emploi et part du CICE dans la masse salariale



Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de l'emploi de la branche. En gris figure le résultat toutes branches incluses, en noir figure le résultat de la régression hors agriculture (AZ) et construction (FZ).

Graphique 7 : écart de prix de VA et part du CICE dans la VA



Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de la valeur ajoutée de la branche. En noir figure le résultat de la régression hors services immobiliers, services non marchands et services aux ménages.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

ménages (RU). Ces deux branches ont la particularité d'avoir très peu de CICE par rapport à leur valeur ajoutée, et la logique de formation de leur prix de valeur ajoutée se différencie de celle des branches industrielles. Par la suite nous les avons exclues de notre analyse ainsi que la branche des services immobiliers qui paraît avoir un comportement similaire. Sur les treize branches restantes, il ressort un effet différencié de la formation des prix de valeur ajoutée par branche en fonction de la part de CICE (cf. graphique 7 et tableau 4). Contrairement à l'effet sur les salaires et l'emploi, l'effet sur les prix est négatif : plus une branche a une part de CICE dans sa valeur ajoutée importante, plus elle a pu réduire son prix de valeur ajoutée. Ici aussi, une partie de l'écart entre les prix de valeur ajoutée observés et simulés depuis 2014 s'explique par le CICE.

Tests de robustesse des résultats

Dans cette partie nous testons la sensibilité de nos résultats à différentes hypothèses, comme le choix du dénominateur – masse salariale ou valeur ajoutée –, dans la part du CICE retenue dans nos équations, la sélection des branches retenues dans le champ d'analyse ou la formulation du modèle théorique retenue.

Nous analysons également l'effet dynamique du CICE au cours des six derniers trimestres et nous testons enfin un éventuel effet pour les années 2012 et 2013.

Part du CICE dans la masse salariale ou dans la valeur ajoutée ?

Dans la partie précédente, les effets du CICE sur l'emploi et les salaires ont été testés en retenant la part du CICE dans la masse salariale alors que sur les prix de valeur ajoutée il nous a semblé que le choix de la valeur ajoutée était plus évident. Ce choix ne semble toutefois pas crucial et ne remet pas en cause la nature des résultats précédemment exposés.

Comme l'illustrent les graphiques 8 à 10 et le résumé le tableau 4, une incidence du CICE sur les trois variables étudiées est observée, que l'on ramène le CICE des branches à leur masse salariale ou leur valeur ajoutée.

Ainsi, selon les résultats de nos estimations sur les 16 branches, pour un montant de CICE équivalent à 1 % de la valeur ajoutée, les salaires d'une branche augmenteraient de 1,1 % relativement aux autres branches, et l'emploi de 0,6 %.

Le choix du dénominateur que l'on retient importe peu : lorsque l'on retient la valeur ajoutée la relation semble toutefois plus forte que lorsque l'on ramène le CICE à la masse salariale, mais son pouvoir explicatif de l'écart de salaire, mesuré par le R^2 , est plus faible (cf. tableau 4).

Sensibilité de nos résultats aux branches retenues

À la lecture des graphiques 5 à 7, certaines branches peuvent apparaître comme des extrêmes pouvant éventuellement influencer fortement nos résultats.

C'est le cas de l'Agriculture (AZ) et ce notamment lorsque l'on ramène le CICE à sa masse salariale. Nous avons alors testé l'incidence de cette branche sur nos résultats. Comme il est indiqué dans le tableau 4, la prise en compte ou non de cette branche dans notre analyse ne modifie pas significativement le diagnostic obtenu avec l'ensemble des branches : le coefficient associé au CICE reste fortement significatif et sa valeur, en absolu, baisse (passant de 0,74 à 0,53 pour les salaires, de 0,49 à 0,27 pour l'emploi et -3,65 à -2,57 pour le prix de valeur ajoutée), à l'instar du R^2 .

Il en est de même lorsque l'on retire du champ de notre analyse des branches particulières qui pourraient avoir une logique singulière, comme celui des services non marchands (OQ), des services aux ménages (RU) ou des services immobiliers (LZ) (cf. tableau 4).

L'importance du choix du modèle structurel : un exemple à travers l'équation de salaire

Nos résultats peuvent également être dépendants du modèle structurel retenu, présenté dans l'avant dernier paragraphe et dont les résultats ont été commentés dans le paragraphe précédent.

Afin de tester un éventuel effet de la forme structurelle du modèle initiale à nos résultats, nous avons estimé et simulé une formulation différente de l'équation de salaire⁽⁷⁾.

Dans la partie précédente, le choix a été fait de retenir une courbe de Phillips afin de modéliser la relation existante entre les tensions sur le marché du travail – mesurées par le taux de chômage – et les salaires.

Toutefois, la littérature, à la suite des travaux de M. Friedman et E. Phelps ou de Blanchard et Katz (1997), propose également une autre formulation de cette relation, appelée courbe *Wage Setting* (WS), dans laquelle le taux de chômage aurait une incidence sur le niveau des salaires et non sur son taux de croissance, comme stipulé dans une courbe de Phillips (Phillips, 1958).

Tableau 4 : résumé des résultats des différentes estimations

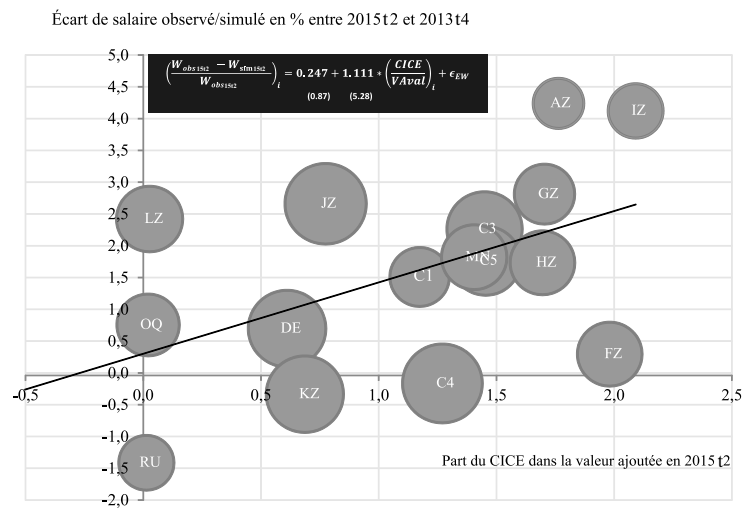
	Équation de salaire		Équation d'emploi		Équation de <i>Pva</i>	
Cte	0,05*** (0,35)	0,25*** (0,87)	-0,87 (-4,40)	-0,68 (-4,54)	2,48 (3,32)	1,81 (3,23)
$\frac{CICE}{MS}$	0,74 (11,89)		0,49 (4,76)		-2,05 (-10,39)	
$\frac{CICE}{VAval}$		1,11 (5,28)		0,65 (3,90)		-3,65 (-6,21)
Diagnostics statistiques						
Nombre de branches	16	16	16	16	13	13
R ²	0,37	0,25	0,28	0,12	0,18	0,09
Résultats hors agriculture (AZ)						
Cte	0,51*** (1,21)		-0,55 (-8,29)			1,15 (2,24)
$\frac{CICE}{MS}$	0,53 (2,89)		0,27 (10,96)			
$\frac{CICE}{VAval}$						-2,57 (-3,39)
Diagnostics statistiques						
Nombre de branches	15		15			12
R ²	0,20		0,06			0,07
Résultats hors Services immobiliers (LZ)						
Cte	-0,23 (-2,75)		-0,77 (-4,33)			
$\frac{CICE}{MS}$	0,80 (24,11)		0,48 (4,84)			
$\frac{CICE}{VAval}$						
Diagnostics statistiques						
Nombre de branches	15		15			
R ²	0,49		0,29			
Résultats hors services non marchands (OQ)						
Cte	-0,02*** (-0,23)		-1,21 (-5,08)			
$\frac{CICE}{MS}$	0,76 (31,15)		0,62 (5,70)			
$\frac{CICE}{VAval}$						
Diagnostics statistiques						
Nombre de branches	15		15			
R ²	0,37		0,29			
Résultats hors services aux ménages (RU)						
Cte	0,68 (4,34)		-0,80 (-6,26)			
$\frac{CICE}{MS}$	0,49 (6,78)		0,46 (5,11)			
$\frac{CICE}{VAval}$						
Diagnostics statistiques						
Nombre de branches	15		15			
R ²	0,27		0,22			

Notes : entre parenthèses figure le *t*-stat. Les paramètres de court terme ne sont reproduits que lorsqu'ils sont communs et significatifs dans la « formulation préférée ». Lorsque la dynamique de court terme est spécifique aux branches, le nombre de paramètres étant trop important, ces derniers ne sont pas reproduits dans le tableau.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

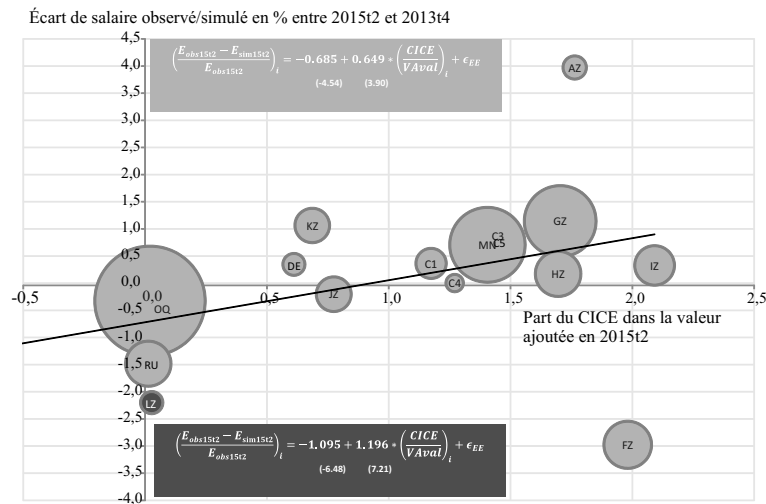
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 8 : écart de salaire et part du CICE dans la valeur ajoutée



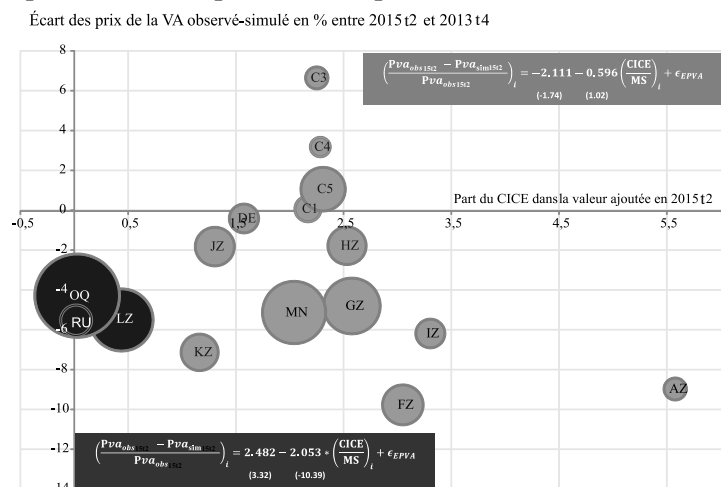
Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de la masse salariale de la branche.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 9 : écart d'emploi et part du CICE dans la valeur ajoutée



Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de l'emploi de la branche. En noir figure le résultat de la régression hors agriculture (AZ) et construction (FZ).
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 10 : écart de prix de VA et part du CICE dans la masse salariale



Note de lecture : dans l'équation, le t de *student* figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de la valeur ajoutée de la branche. En noir figure le résultat de la régression hors services immobiliers, services non marchands et services aux ménages.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Tableau 5 : résultats d'estimations de l'équation de salaires (WS)

	Équation (1.1a)	Équation (1.2a)	Équation (1.3a)
Équation salaire macroéconomique			
Équation de long terme			
<i>Force de rappel</i>	-0,070 (-2,32)	-0,060 (-1,94)	-0,062 (-2,21)
$\log(Pc_{t-1})$	0,45** (1,89)	1 (NE)	1 (NE)
$\log(\pi_{t-1})$	2,04* (2,47)	1,12** (1,89)	1 (NE)
U_{t-1}	-0,05* (-2,05)	-0,05 (-5,05)	-0,05* (-2,05)
Dynamique de court terme			
<i>Constante</i>	1,090 (3,63)	0,563* (2,34)	0,552* (2,34)
$\Delta \log(\pi_t)$	0,178 (4,28)	0,149 (3,60)	0,145 (3,72)
$\Delta \log(Pc_t)$	0,084** (1,62)	0,135 (2,68)	0,139 (2,81)
ΔU_t	-0,004 (4,27)	-0,005 (4,92)	-0,005 (4,97)
Équations salaires par branche			
Équation de long terme			
<i>Force de rappel</i>	-0,011 (-8,44)	-0,010 (-8,44)	-0,011 (-8,44)
$\Delta \log(W_{t-1})$	1 (NE)	1 (NE)	1 (NE)
Dynamique de court terme (coefficients spécifiques)			
<i>Constante</i>	oui	oui	oui
$\Delta(\Delta \log(Smic_t))$	oui	oui	oui
$\Delta(\Delta \log(Pc_t))$	oui	oui	oui
$\Delta(U_t)$	oui	oui	oui
Effets fixes			
Par branche	non	oui	oui
Par période (année)	non	non	oui
Diagnostics statistiques			
<i>Nombre de branche</i>	16+1	16+1	16+1
<i>Période estimation</i>	1980- 2015t2	1980- 2015t2	1980- 2015t2
<i>Période d'estimation</i>	2 380	2 380	2 380
Test joint Normalité	32,40	31,31	31,20
Jarque-Bera	($p>0,54$)	($p>0,60$)	($p>0,61$)

Notes : entre parenthèses figure le *t*-stat. Les paramètres de court terme ne sont reproduits que lorsqu'ils sont communs et significatifs dans la « formulation préférée ». Lorsque la dynamique de court terme est spécifique aux branches, le nombre de paramètres étant trop important, ces derniers ne sont pas reproduits dans le tableau.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

Le tableau 5 résume les résultats de l'estimation d'un MCE pour les salaires sous une formulation WS : en cohérence avec les résultats empiriques sur données agrégées présents dans la littérature (*cf. Blot et alii*, 2015 pour des résultats récents), il ressort de nos estimations qu'il est préférable d'imposer une indexation unitaire des salaires sur les prix et la productivité du travail pour ce genre de formulation : l'équation (1.3a) servira donc de référence par la suite⁽⁸⁾.

Nous avons ensuite simulé cette équation sur la période allant du premier trimestre 2014 au deuxième trimestre 2015, puis procédé à l'estimation de l'équation (4).

Le résultat est illustré par le graphique 11. Ce dernier rend compte, aussi clairement que lors de l'estimation à partir d'une courbe de Phillips, d'une relation entre la part du CICE par branches et l'écart entre les salaires observés et simulés par notre modèle structurel.

Le choix de la modélisation initiale ne semble pas, par conséquent, remettre en cause l'effet différencié positif entre branches énoncé plus haut indiquant que le CICE explique une partie de l'écart entre les salaires observés et simulés depuis 2014.

Existe-t-il un effet en 2012 et 2013 ? Quelle montée en puissance depuis 2014 ?

Jusqu'à présent, nous avons présenté les effets du CICE tels que l'on peut les mesurer au deuxième trimestre 2015. Il est toutefois possible et intéressant de calculer cet effet à chaque trimestre depuis 2014 afin de prendre en compte un éventuel effet d'apprentissage ou de montée en puissance du dispositif.

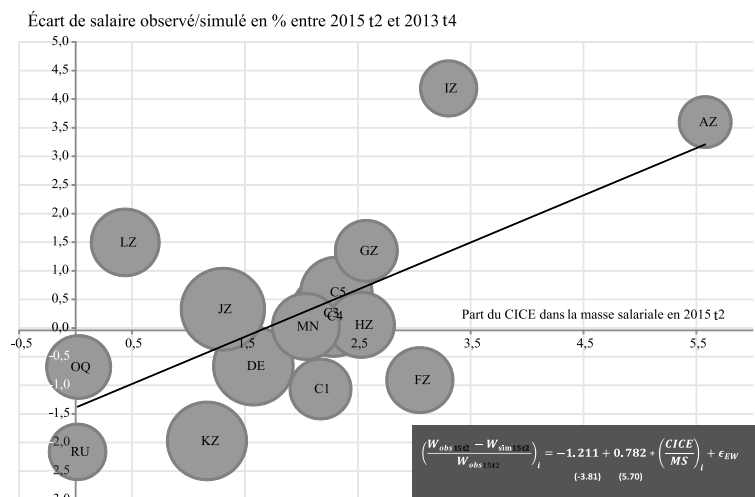
Par ailleurs, afin de tester la robustesse des résultats présentés dans la partie précédente, nous avons simulé le modèle en 2012 et 2013, période antérieure au CICE, et avons testé un éventuel effet du CICE (part de CICE mesurée en 2014) sur les écarts observés.

Les graphiques 12 à 14 illustrent les résultats de cet exercice : ils rendent compte de la valeur du coefficient *d* des équations (4) à (6) estimé pour chaque période.

Deux résultats principaux se dégagent :

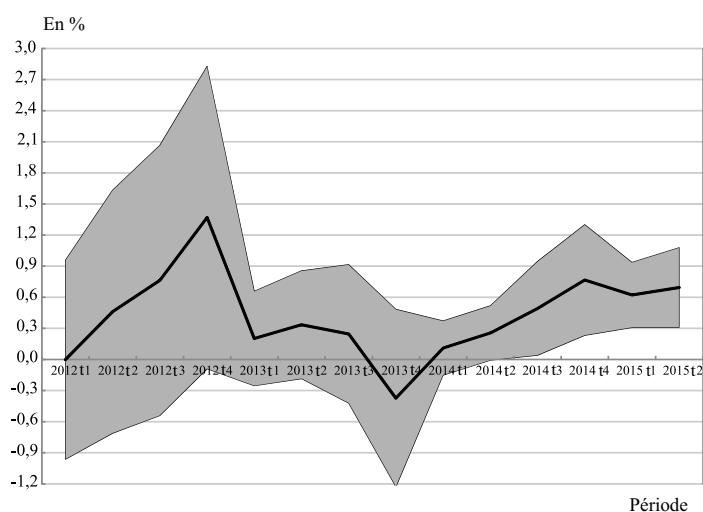
– le premier concerne la robustesse des résultats : le fait que les écarts enregistrés entre les valeurs observées et simulées en 2012 et 2013 pour les trois

Graphique 11 : écart de salaire et part du CICE dans la masse salariale à partir d'une équation WS



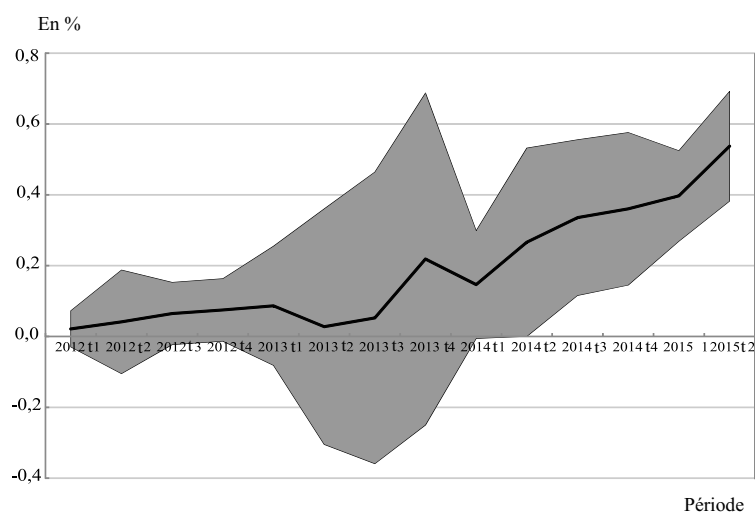
Note de lecture : dans l'équation, le t de student figure entre parenthèses et le diamètre des bulles est fonction de la masse salariale de la branche.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 12 : valeur du coefficient dW estimé pour chaque période



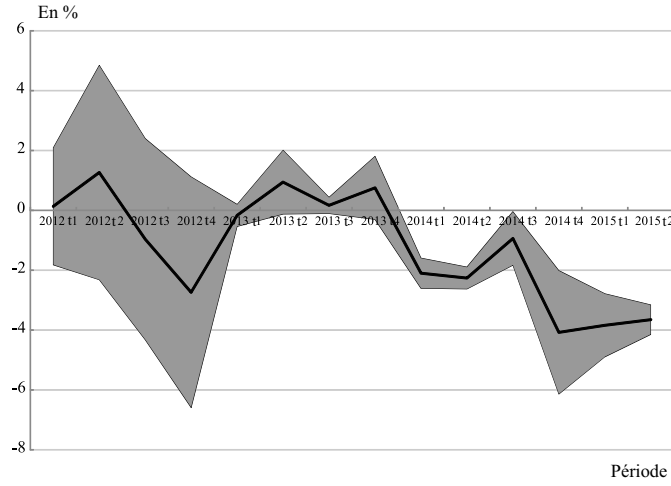
Note : intervalle de confiance à 90 %.

Graphique 13 : valeur du coefficient dE estimé pour chaque période



Note : intervalle de confiance à 90 %.
Sources : Insee, calculs des auteurs.

Graphique 14 : valeur du coefficient $dPva$ estimé pour chaque période



Note : intervalle de confiance à 90 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

variables étudiées ne s'expliquent pas par la part de CICE par branche conforte notre méthodologie et renforce les résultats présentés dans la partie précédente ;

– le second, sur la dynamique observée depuis 2014, semble indiquer une montée en puissance de l'incidence du CICE sur les variables étudiées, incidence qui apparaît déjà forte en 2014 pour les salaires notamment.

Une estimation simultanée et directe du CICE sur les trois variables étudiées

Une méthode alternative à celle présentée précédemment consiste à estimer directement l'effet du CICE dans le court terme des MCE. Les équations (1.1), (2) et (3) deviennent alors :

$$\begin{aligned}
 (1.1a) \quad \Delta \log(W_{i,t}) &= cte - \gamma_w (\Delta \log(W_{i,t-1}) \\
 &\quad - \Delta \log(W_{t-1})) + \kappa_w \sum_{j=1}^n \Delta \log(W_{i,t-j}) \\
 &\quad + \tau_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Pc_{t-j}) + \upsilon_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) \\
 &\quad + \partial_w \left(\frac{CICE_{i,t}}{MS_{i,t}} \right) + \varsigma_w \sum_{j=0}^n \Delta \log(Smic_{t-j}) \\
 &\quad + \xi_w \sum_{j=0}^n \Delta(U_{t-j}) + \mu_i + \mu_t + \partial_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$(2a) \quad \Delta \log(E_{i,t}) = cte - \gamma_E$$

$$\left(\begin{array}{c} \log(E_{i,t-1}) - \log(VA_{i,t-1}) \\ -\sigma_E \log \left(\frac{W_i (1+tx_{cot.pat_i})}{P_{VA_i}} \right)_{t-1} \\ -\alpha_E \log(HI_{i,t-1}) - \beta_{E_i} (\sigma_E - 1).trend \end{array} \right)$$

$$+ \kappa_E \sum_{j=1}^n \Delta \log(E_{i,t-j}) + \tau_E \sum_{j=0}^n \Delta \log(VA_{i,t-j})$$

$$+ \delta_E \left(\frac{CICE_{i,t}}{MS_{i,t}} \right)$$

$$+ \upsilon_E \sum_{j=0}^n \Delta \log \left(\frac{W_{i,t-j} (1+tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{P_{VA_{i,t-j}}} \right)$$

$$+ \mu_{E_i} + \mu_{E_t} + \partial_{E_{i,t}}$$

$$(3a) \quad \Delta \log(P_{VA_{i,t}}) = cte - \gamma_{Pva}$$

$$\left(\begin{array}{c} \log(P_{VA_{i,t-1}}) - (1-\alpha_i) \\ (\log(W_i (1+tx_{cot.pat_i}))_{t-1} \\ -\log(\pi_{i,t-1})) - \alpha_i \log(c_{k_{i,t-1}}) \end{array} \right)$$

$$+ \kappa_{PVA} \sum_{j=1}^n \Delta \log(P_{VA_{i,t-j}}) + \tau_{PVA} \sum_{j=0}^n \Delta \log(W_{i,t-j})$$

$$+ \upsilon_{PVA} \sum_{j=0}^n \Delta \log(\pi_{i,t-j}) + \partial_{PVA} \left(\frac{CICE_{i,t}}{VA_{i,t}} \right)$$

$$+ \mu_{PVA_i} + \mu_{PVA_t} + \partial_{PVA_{i,t}}$$

$$\text{avec } \alpha_i = \text{moyenne} \left(\frac{EBE_i}{VA_i} \right)$$

Nous avons ensuite estimé ces systèmes isolément et simultanément. Le tableau 6 résume les résultats de cet exercice en se concentrant uniquement sur l'effet du CICE.

Les résultats de cette nouvelle méthodologie confirment ceux de la précédente. Il existe bien un effet relatif significatif du CICE sur les trois

Tableau 6 : résumé des résultats d'estimations des systèmes d'équations

		Estimations isolées (16 équations) ^a	Estimations simultanées (49 équations)
Équations de salaire	Force de rappel	-0,418 (-22,92)	-0,476 (-31,76)
	Coefficient (<i>dW</i>)	0,114 (3,13)	0,105 (3,35)
	Effet relatif en %	1,2%	1,1%
Équations d'emploi	Force de rappel	-0,016 (-9,09)	-0,016 (-10,23)
	Coefficient (<i>dE</i>)	0,072 (2,79)	0,076 (3,45)
	Effet relatif en milliers	114	120
Équations de prix de VA	Force de rappel	-0,0010 (-2,31)	-0,0013 (-3,69)
	Coefficient (<i>dPva</i>)	-0,178 (-3,11)	-0,199 (-4,07)
	Effet relatif en %	-0,6%	-0,7%

Notes : ^a pour les salaires, le système comporte 17 équations puisqu'aux 16 équations par branche s'ajoute une équation macroéconomique. Période d'estimation : 1980-2015t2.

Entre parenthèses figure le *t*-stat.

*, **, *** signifie une non-significativité des coefficients à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

Sources : Insee, calculs des auteurs.

variables étudiées, du moins à court terme. Cet effet est positif sur les salaires et l'emploi, et négatif sur les prix de valeur ajoutée. La méthode permet aussi de quantifier les effets relatifs interbranche du CICE, qui sont de l'ordre de 1,1 à 1,2 % pour les salaires, de -0,6 % à -0,7 % pour les prix de valeur ajoutée et de 114 000 à 120 000 pour l'emploi (création ou sauvegarde). Plus une branche bénéficie du CICE en part de sa VA ou de sa masse salariale, plus elle crée d'emploi, augmente ses salaires et baisse ses prix de VA relativement aux autres branches. En revanche, la méthode ne permet pas de connaître les effets moyens du CICE et de son financement sur l'ensemble de l'économie. Les effets relatifs que nous identifions dans cette étude ne doivent pas être interprétés comme un impact macroéconomique global du CICE sur l'emploi, les salaires et les prix de VA.

Conclusion

Dans cet article, nous procédons à une première estimation des effets du CICE sur les salaires, l'emploi et les prix de valeur ajoutée à partir des comptes nationaux trimestriels. Nous estimons un modèle structurel en panel sur 16 branches pour chaque variable (équation de salaire – Phillips et WS –, équation de demande d'emplois et équation de formation du prix de la valeur ajoutée), puis nous testons le pouvoir explicatif du CICE sur l'écart entre les simulations dynamiques et les observations de ces variables. Pour chaque variable, le CICE a un effet relatif significatif et de signe attendu : effet positif sur les salaires et l'emploi, effet négatif sur les prix de valeur ajoutée. Les résultats sont robustes à la

spécification retenue pour l'équation de salaire, et aux branches retenues dans les estimations, sauf pour les prix de valeur ajoutée, pour lesquels l'estimation n'est pas toujours significative lorsqu'on retient l'ensemble des branches.

Il existe donc des effets relatifs significatifs du CICE, du moins à court terme. Plus une branche bénéficie du CICE en part de sa VA ou de sa masse salariale, plus elle crée ou sauvegarde des emplois relativement aux autres branches, et plus elle augmente ses salaires relativement aux autres branches. Ainsi, à partir de nos estimations sur 16 branches, il ressort que pour un montant de CICE équivalent à 1 % de la masse salariale, l'emploi d'une branche augmenterait de 0,49 % relativement aux autres branches, les salaires de 0,74 %. Enfin, à partir des résultats des estimations réalisées simultanément, nous pouvons quantifier ces effets relatifs interbranche, qui seraient de 1,1 % pour les salaires et de 120 000 pour l'emploi (création ou sauvegarde). Si ces résultats permettent de donner un ordre de grandeur des effets relatifs interbranches du CICE, ils doivent cependant être analysés avec prudence et ne pas être interprétés en terme absolu :

– la méthode ne permet pas de connaître les effets moyens du CICE et de son financement sur l'ensemble de l'économie. Ces effets relatifs ne doivent pas être interprétés comme un impact macroéconomique global du CICE sur l'emploi, les salaires et les prix de VA. Plus précisément, la méthode d'évaluation ne permet ni de déterminer les effets à moyen et long terme du CICE, ni de donner une répartition précise de son affectation entre hausse des salaires et de l'emploi, baisse des prix et restauration des marges des entreprises. Ils ne prennent pas en compte les effets du CICE sur l'économie *via* le bouclage macroéconomique. Or

ces effets sont de plusieurs ordres : la baisse des prix de valeur ajoutée dans une branche peut se répercuter sur d'autres branches utilisatrices ; les effets positifs du CICE à attendre sur l'activité peuvent se traduire par un surcroît d'emplois et de salaires non mesuré ici ; *a contrario*, les effets négatifs du financement du CICE *via* une hausse des impôts et une moindre progression de la dépense publique peuvent peser sur l'activité, l'emploi, les salaires et les prix ;

- les ordres de grandeur donnés ici sur l'emploi ne prennent pas en compte la structure différenciée des qualifications et des salaires. Or on s'attendrait à ce que les créations d'emplois portent d'abord sur l'emploi faiblement ou moyennement qualifié, surreprésenté dans la tranche de rémunérations comprise entre 1 et 2,5 smic ;

- les données des comptes trimestriels pour 2014 et 2015 ne seront définitives pour l'année 2014 qu'en 2017 et l'année suivante pour 2015.

Les limites inhérentes à cette étude appellent plusieurs développements futurs. La mise à jour des résultats suivra les révisions des comptes trimestriels et les publications pour les trimestres à venir. L'utilisation des comptes sectoriels détaillés en 38 branches permettra aussi d'affiner le diagnostic sur les effets relatifs interbranches, mais sans permettre d'identifier les effets macroéconomiques du CICE et de son financement. Plus généralement, l'ensemble des travaux portant sur des données par branche ou microéconomiques ne sera pas à même d'évaluer les effets macroéconomiques du CICE.

Une prochaine étape consistera à utiliser les élasticités estimées par branche dans des simulations à l'aide d'un modèle macro-sectoriel de façon à prendre en compte les effets du bouclage macroéconomique. En utilisant le modèle multisectoriel d'équilibre général dynamique ThreeME développé à l'OFCE (Reynès *et alii*, 2011), et qui intègre notamment des effets tels que ceux du commerce extérieur ou les relations interbranches, il sera possible de présenter les effets bouclés *ex post* du CICE sur l'emploi, les salaires et les prix, mais aussi sur l'activité économique, les taux de marge, l'investissement et le commerce extérieur.

Un second travail consistera à simuler les effets du CICE à long terme en calibrant la montée en charge à court terme sur la base des résultats relatifs obtenus dans le cadre de cet article. Ce travail, qui conjuguera à la fois une évaluation *ex post* à court terme et une simulation *ex ante* à long terme, permettrait ainsi de calibrer la vitesse de convergence des effets du CICE vers un régime de long terme. Cela permettra d'intégrer les dernières informations disponibles dans nos simulations de long terme et ainsi d'actualiser le travail d'évaluation du CICE réalisé en 2012 (Plane, 2012), qui portait lui uniquement sur des simulations *ex ante*.

Enfin, l'interprétation des résultats relatifs interbranches peut être améliorée en les mettant en regard d'un certain nombre d'indicateurs, tels que la structure par branche des qualifications et des salaires, ou le degré d'exposition de chaque branche à la concurrence internationale. Il s'agira ainsi d'apporter des éléments d'analyse complémentaires sur la capacité du CICE à améliorer la compétitivité et l'emploi.

Notes

- (1) L'équipe TEPP (Travail, Emploi et Politiques Publiques).
- (2) L'équipe du LIEPP (laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques).
- (3) France Stratégie, 2015, « Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi », septembre.
- (4) De par sa construction, la valeur du CICE par branche issue des comptes nationaux est *ex post* car elle intègre les effets induits du CICE sur l'emploi par branche. Cependant, sur la période estimée, la différence entre le CICE *ex ante* et le CICE *ex post* par branche est marginale car la variable retenue dans l'estimation est la valeur du CICE en niveau (et non pas en variation), elle-même calculée sur le stock d'emploi par branche. Ainsi, au regard des effets attendus du CICE sur l'emploi par branche, les variations du CICE par branche sont donc très largement liées à la montée en charge du CICE et peu imputables aux effets induits.
- (5) Pour une présentation, se référer à Cabannes *et alii* (2013).
- (6) Pour une présentation, se référer à Chauvin *et alii* (2002).
- (7) Pour plus de détails sur le choix d'une formulation à la Phillips comme compte central, voir Blot *et alii* (2015), qui montrent que la courbe de Phillips constitue un bon modèle de la dynamique salariale sur longue période.
- (8) Notons ici que les équations de salaire par branche ont été estimées avec des coefficients spécifiques sur la dynamique de court terme, alors que ce choix n'avait pas été retenu lors de l'estimation alternative en formulation Phillips (tableau 1). Ce choix s'explique par l'amélioration de la significativité de la force de rappel ainsi que des tests de normalité obtenus avec ce type d'hypothèse. Notons toutefois que cette hypothèse ne change pas la nature des résultats concernant la relation entre la part du CICE par branches et l'écart entre les salaires observés et simulés par notre modèle structurel. Enfin, les coefficients macroéconomiques sont conformes à la littérature à l'exception toutefois de la semi-élasticité des salaires au chômage qui apparaît deux fois plus élevé que celui retenu dans MESANGE (Klein et Simon, 2010).

Bibliographie

- Blanchard O. et Katz L. (1997).** "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 11, n° 1, pp. 51-72, Hiver.
- Blot Ch., Péléraux H., Sampognaro R. et Villemot S. (2015).** "La courbe de Phillips est-elle un bon outil pour comprendre la dynamique salariale dans la crise ?", *Revue de l'OFCE*, n° 144, décembre.
- Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Klein C., Lalanne G., Monso O., Pouliquen E. et Simon O. (2013).** "Survol de Mésange : un modèle macroéconomique à l'usage du praticien", *Économie et Statistique*, n° 451-453, pp. 179-216.
- Chauvin V., Dupont G., Heyer E., Plane M. et Timbeau X. (2002).** "Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version : emod.fr", *Revue de l'OFCE*, n° 81, pp. 245-300.
- Chouvel F., Confais E., Cornilleau G., Gubian A. et Roguet B. (1996).** "Impact macroéconomique des politiques spécifiques d'emploi. Le cas de la France 1974-1994", in *40 ans de politique de l'emploi*, Dares, La Documentation française.
- Cueva S. et Heyer É. (1997).** "Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique", *Économie et Prévision*, n° 131, pp. 93-111.
- Cochard M., Cornilleau G. et Heyer É. (2010).** "Les marchés du travail dans la crise", *Économie et Statistique*, n° 438-440, pp. 181-204.
- Dormont B. (1997).** "L'influence du coût salarial sur la demande de travail", *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Ducoudré B. et Plane M. (2015).** "Les demandes de facteurs de production en France Estimation et analyse des effets de la crise", *Revue de l'OFCE*, n° 142, pp. 23-53.
- Farhi E., Gopinath G. et Itskhoki O. (2014).** "Fiscal Devaluations", *Review of Economic Studies*, vol. 81, n° 2, pp. 725-760.
- France Stratégie (2015).** "Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi", septembre.
- France Stratégie (2016).** "Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi", septembre.
- France Stratégie (2017).** "Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi – Document complémentaire au rapport 2016", mars.
- Gautié J. (1998).** *Coût du travail et emploi*, Paris, La Découverte.
- Hamermesh Daniel S. (1993).** *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Klein C. et Simon O. (2010).** "Le Modèle Mesange nouvelle version réestimée en base 2000", Documents de Travail de la DGTPE, n° 2010/02, mars.
- Plane M. (2012).** "Évaluation de l'impact économique du CICE", *Revue de l'OFCE*, n° 126.
- Phillips W. (1958).** *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom*, Economica.

Reynès F., Tamsamani Y.Y. et Callonnec G. (2011). "Presentation of ThreeME: Multi-sector Macroeconomic Model for the Evaluation of Environmental and Energy Policy", *Document de travail OFCE*, 2011-10.

Zellner A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American statistical Association*, vol. 57, n° 298, pp. 348-368.

Annexe : les modèles à correction d'erreur

Afin de tester l'incidence du CICE sur les salaires, les prix et l'emploi, nous estimons trois équations, écrites sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs (MCE). Nous présentons dans cette annexe ce type de modèles, qui s'écrit sous la forme :

$$\Delta Y_{i,t} = \gamma(Y_{i,t-1} - \Omega X_{i,t-1}) + \sum_{j=0}^{n_1} \Phi_j \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n_2} \Lambda_j \Delta Y_{i,t-j} + cte + \mu_i + \mu_t + \delta_{i,t}$$

Y représente la variable expliquée, X le vecteur de variables explicatives, i l'indice de la branche, t l'indice de temps, γ la force de rappel, Ω , Φ_j et Λ_j les vecteurs des paramètres estimés (qui peuvent être communs entre branches ou spécifiques à chaque branche), cte représente la constante, μ_i un effet fixe par branche, μ_t un effet fixe par période annuelle et $\delta_{i,t}$ le terme d'erreur propre à la branche i pour la période t . Δ est l'opérateur tel que $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$.

Les MCE sont basés sur le principe selon lequel, à chaque période, la variable expliquée Y_t varie en fonction de l'écart entre son niveau à la période précédente et une cible de long terme fonction des variables explicatives. $Y_{t-1} - \Omega X_{t-1}$ représente le long terme de l'équation, et γ la force de rappel, avec $-1 < \gamma < 0$ assurant qu'une partie de l'écart (« l'erreur ») est corrigée à chaque période. À cela peuvent s'ajouter les variations présentes et passées des variables explicatives et les variations passées de la variable expliquée qui constituent la dynamique de court terme de l'équation, et les effets fixes éventuels.

Pour chaque variable d'intérêt (salaire, emploi, prix de valeur ajoutée) on définit un système de 16 équations, soit une pour chaque branche (17 pour les salaires, le système comprenant également l'équation de salaire macroéconomique). Chaque système est ensuite estimé en une étape par la méthode SUR (*Seemingly Unrelated Regression*, Zellner, 1962). Cette méthode repose sur l'hypothèse que les variables explicatives sont exogènes, mais que les résidus peuvent être hétéroscédastiques et corrélés simultanément.