



HAL
open science

Évaluation d'impact de la bascule du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) en allègement de cotisations employeur

Antoine Bozio, Sophie Cottet, Clément Malgouyres

► To cite this version:

Antoine Bozio, Sophie Cottet, Clément Malgouyres. Évaluation d'impact de la bascule du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) en allègement de cotisations employeur. [Rapport de recherche] Institut des politiques publiques (IPP). 2022, 87 p. halshs-03828744

HAL Id: halshs-03828744

<https://shs.hal.science/halshs-03828744>

Submitted on 25 Oct 2022

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.



Institut des
Politiques Publiques

RAPPORT IPP N° 38 - Septembre 2022

Évaluation d'impact de la bascule du Crédit d'impôt pour la compé- titivité et l'emploi (CICE) en allè- gement de cotisations employeur

Antoine Bozio
Sophie Cottet
Clément Malgouyres

A large, semi-transparent version of the IPP logo is positioned in the bottom right corner of the page. It consists of the lowercase letters 'ipp' in a dark teal font, centered within a circular frame made of two curved teal lines. The logo is rendered in a lighter shade of teal, serving as a watermark.

ipp



L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par PSE et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-École d'Économie de Paris et le Groupe des écoles nationales d'économie et de statistique (GENES). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu



RAPPORT IPP N° 38 - Septembre 2022

Évaluation d'impact de la bascule du Crédit d'impôt pour la compé- titivité et l'emploi (CICE) en allè- gement de cotisations employeur

Antoine Bozio
Sophie Cottet
Clément Malgouyres

LES AUTEURS DU RAPPORT

Antoine Bozio est maître de conférences à l'École des hautes études en sciences sociales (EHESS), chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE) et directeur de l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche concernent en particulier le système de retraite et la fiscalité.

Page personnelle : <https://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/fr/>

Sophie Cottet est doctorante en sciences économiques à l'École d'économie de Paris (PSE). Ses travaux de recherche concernent les effets de modifications de la fiscalité, notamment des cotisations employeurs, sur les décisions des entreprises.

Page personnelle : <https://sites.google.com/view/sophie-cottet>

Clément Malgouyres est économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP) et chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE). Il s'intéresse à des questions empiriques en économie publique, économie internationale et économie du travail. Ses travaux récents portent sur la fiscalité des entreprises et l'évaluation quantitative des politiques publiques.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/clementmalgouyres>

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

La réforme analysée

- La réforme dite de la « bascule du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) en réductions de cotisations employeurs » est une mesure qui consiste à remplacer un crédit d'impôt sur l'Impôt sur les sociétés (IS) par une réduction de cotisations employeurs. La réduction du coût du travail est nominale inchangée – 6 points de cotisations employeurs pour les salaires inférieurs à 2,5 Smic – mais cette conversion a plusieurs conséquences qui peuvent en soi modifier l'impact du CICE.
- Le premier impact, au niveau macroéconomique, est le fait que pour les finances publiques, en 2019, l'Etat doit rembourser la créance acquise auprès des entreprises du CICE au titre de l'année 2018, et financer la baisse des cotisations employeurs au titre de l'année 2019. Le déficit public augmente donc en 2019 du montant du CICE. Il est néanmoins important de garder à l'esprit qu'il s'agit du remboursement d'une créance de l'Etat et non d'un doublement du CICE pour l'année 2019 : ni les entreprises, ni l'Etat, ne voient leur situation patrimoniale affectée par la réforme de la bascule. Le fait qu'il existe une hausse du déficit en 2019, plutôt qu'en 2013 à la création du CICE, tient uniquement au fait que la créance au titre du CICE détenue par les entreprises n'est pas comptabilisée dans le déficit public ou la dette publique.
- Le second impact de la réforme, au niveau des entreprises cette fois, est le

fait que la créance de CICE, qu'elles obtenaient chaque année au moment de la rémunération de leurs salariés, est convertie à partir de 2019 en liquidités – en cotisations non-versées. Pendant la période de 2013 à 2018, plusieurs mesures complémentaires avaient cherché à améliorer la liquidité de la créance du CICE (prêts gagés sur la créance, etc.). Il reste qu'avec la bascule, la créance du CICE devient complètement liquide. Il est ainsi possible d'attendre un effet positif sur la trésorerie des entreprises mais aussi leur performance si la créance du CICE n'était qu'imparfaitement liquide et les entreprises financièrement contraintes.

- Le troisième impact de la réforme concerne la lisibilité, ou saillance, de la réduction du coût du travail. En effet, la transformation du crédit d'impôt en réduction de cotisations sociales a un effet beaucoup plus direct sur le coût du travail, en particulier pour les services RH des entreprises qui voient ainsi la variation du coût du travail au moment des embauches et des revalorisations salariales. Ce potentiel effet dépend en contrepoint de la lisibilité du dispositif du CICE : si le CICE était très clair pour les employeurs, alors la bascule n'entraîne aucun effet propre ; si au contraire la bascule rend plus nette la réduction du coût du travail, des réactions plus fortes peuvent être attendues avec la réforme.

Données et méthodes mobilisées

- Les données mobilisées sont des données administratives exhaustives concernant l'ensemble des entreprises françaises de 2016 à 2020. Les auteurs de ce rapport ont eu accès à ces données, après demande auprès du comité du secret statistique, avec l'accord des producteurs de données, et à l'aide d'un accès sécurisé fourni par le Centre d'accès sécurisé aux données (CASD).
- Les Bordereaux récapitulatifs de cotisations (BRC), collectés par l'Agence cen-

trale des organismes de Sécurité Sociale (ACOSS), renseignent sur les montants de cotisations dues par chaque entreprise. La base tous salariés (BTS) de l'Insee donne pour chaque entreprises des informations complètes sur les postes et rémunérations de tous les salariés. Enfin, les données fiscales d'entreprises, fichiers des bénéfices industriels et commerciaux au régime normal (BIC-RN) produits par la Direction générale des Finances publiques (DGFIP), détaillent les informations comptables de chaque entreprise.

- La première méthode utilisée dans ce rapport consiste à tester le changement de comportement des entreprises par rapport à la lisibilité du barème en exploitant des variations autour du seuil de 2,5 Smic. En effet, il existe une discontinuité importante à ce seuil en termes de taux moyen de cotisations employeur, impliquant une forte hausse du coût du travail dès que le seuil est dépassé de un euro. Nous utilisons une méthode dite de « bunching » pour détecter si le changement de lisibilité du barème conduit les entreprises à mieux prendre en compte le seuil de 2,5 Smic en retardant les hausses de salaire avant le seuil. La méthode de « bunching » vise à détecter une variation de la distribution des salaires autour du seuil. L'apparition d'un point de masse à gauche du seuil serait le signe d'une réaction comportementale à la perception du seuil.
- La seconde méthode utilisée dans ce rapport consiste à exploiter les données au niveau entreprises afin de comparer des entreprises ayant bénéficié largement du CICE, et donc de la bascule, à des entreprises suffisamment proches mais disposant de moins de salariés sous le seuil de 2,5 Smic. Cette méthode de différence en différences vise à établir si la bascule entraîne une modification des comportements des entreprises bénéficiant du CICE au moment de la bascule. Des mesures de création d'emploi, de valeur ajoutée ou d'investissement sont testées. Par ailleurs, cette même approche peut être exploitée

afin de bien mettre en évidence de façon comptable comment la baisse des créances de CICE se traduit dans le bilan des entreprises, en particulier si l'on détecte plus ou moins de trésorerie en réaction à la réforme.

Résultats : peu de réactions à la réforme autour du seuil

- Nous confirmons en premier lieu l'effet de la réforme sur les versements de cotisations tels qu'observés dans les données des bordereaux de cotisations de l'Acoss. En 2019, sous 2,5 Smic, le taux net de cotisation est réduit d'environ 6 points, conformément à ce qui était attendu de la réforme.
- Pour les années 2017 et 2018, avant la bascule, mais avec un CICE déjà en place depuis 4 à 5 ans, aucun point de masse n'est détecté au seuil de 2,5 Smic, pour aucun groupe d'entreprises. Ce résultat confirme des analyses déjà effectuées par Carbonnier et al. (2022) pour les années de mise en place du CICE.
- Pour l'année 2019, nous n'identifions pas de changement de comportement notable. En revanche, en 2020, nous détectons un point de masse dans la distribution des salaires. Nous détectons également une baisse des augmentations de salaires avant le seuil en 2020.
- L'interprétation d'un effet de saillance semble conforté par les analyses portant sur les entreprises ayant une part importante de leur masse salariale située proche du seuil. On peut s'attendre à ce que ces entreprises soient davantage réactives aux effets de seuil, car un positionnement sous-optimal des salaires autour du seuil entraîne pour ces entreprises un coût particulièrement important. En effet, on trouve que ces entreprises semblaient déjà réagir légèrement au seuil avant la réforme, et réagissent davantage, et plus précisément, en 2020.
- Ces résultats restent toutefois fragiles avec peu d'années de recul pour pouvoir

affirmer de façon convaincante que la bascule a entraîné un changement de comportement des entreprises dû à la meilleure lisibilité de la réduction du coût du travail après la bascule.

Résultats : des effets nets de la bascule sur la trésorerie des entreprises

- Nous confirmons également l'effet de la réforme sur le taux de cotisation employeur moyen des entreprises ayant fortement recours au CICE avant la bascule. De même, nous estimons que ces entreprises fortement affectées voient leurs créances CICE baisser en 2019 par rapport à 2018. L'Etat se désendette vis-à-vis des entreprises ce qui occasionne un flux de trésorerie positif. La réforme a donc bien un effet de première étape observable sur les données d'entreprises.
- Nous estimons l'impact de la réforme sur l'emploi, la valeur ajoutée et l'investissement. Aucun impact n'est détecté sur ces variables. Les entreprises ayant fortement recours au CICE n'ont pas embauché plus, après 2019, que les entreprises n'ayant peu recours au CICE. Cet effet nul détecté correspond à l'effet de la bascule, par rapport à un contrefactuel « sans bascule » – et non pas par rapport à un contrefactuel « sans réduction de cotisations » ou encore par rapport à un contrefactuel « avec réduction de cotisations et neutralisation des effets de la bascule sur la trésorerie des entreprises ».
- Nous estimons par ailleurs l'impact de la réforme sur le bilan des entreprises, et notamment sur les actifs liquides. Nous estimons qu'un euro des créances au titre de l'IS entre 2018 et 2019 se répercute à hauteur de 70 centimes dans des actifs liquides détenus au terme de l'exercice 2019. Ainsi, la réforme a entraîné en 2019 une augmentation de la trésorerie de entreprises, suggérant ainsi que les créances du CICE ne pouvaient s'apparenter à des liquidités pour

une majorité d'entreprises.

SOMMAIRE

Synthèse	6
Introduction	9
1 La réforme	13
1.1 La transformation du CICE en un allègement de cotisations	13
1.2 Les effets théoriques de la bascule	15
2 Les données mobilisées	19
2.1 Bordereau récapitulatif de cotisations (BRC)	19
2.2 Mouvements sur créances CICE (MVC)	20
2.3 Base tous salariés (BTS)	20
2.4 Les données fiscales d'entreprise	20
3 Analyse de bunching	23
3.1 Méthodologie de l'approche par bunching	23
3.2 L'application au cas de la bascule CICE	25
3.3 Résultats	31
4 Analyse d'impact par double différence	57
4.1 Stratégie empirique	57
4.2 Statistiques descriptives	59
4.3 Résultats principaux	61
4.4 Analyse comptable des effets de la bascule	73
Conclusion	79
Références	81
Liste des tableaux	83
Liste des figures	85

INTRODUCTION

Contexte de l'étude

La réforme dite de « bascule du CICE en allègements de cotisations employeurs » est importante, à la fois pour son coût temporaire pour les finances publiques – près de 1 point de PIB en 2019 – mais aussi pour les effets qu'elle est susceptible d'avoir à plus long terme sur les décisions des entreprises, en termes d'emploi, de salaire ou d'investissement.

Au vu des résultats décevants des évaluations de l'impact du CICE sur l'emploi, plusieurs explications ont pu être avancées mettant en cause soit le principe de la réduction du coût du travail soit les modalités pratiques de la mise en place du crédit d'impôt : délai de versement, manque de lisibilité, manque de ciblage sur les bas salaires, etc.

La transformation du crédit d'impôt en baisse pérenne de cotisations employeurs est donc susceptible de modifier substantiellement l'impact du dispositif pour les entreprises, alors même que le principe d'une baisse du coût du travail jusqu'à 2,5 Smic reste inchangé. Cela rend les évaluations d'autant plus nécessaires, qu'elles permettront de mieux comprendre ce qui peut, ou pas, faire la différence dans la mise en place d'un tel dispositif.

Objectifs de l'étude

Cette étude vise à conduire une première évaluation d'impact de la transformation du CICE en allègement de cotisations employeur, en mobilisant des données administratives au niveau individuel et au niveau des entreprises. Il s'agit d'une première analyse car elle ne repose que sur une seule année post-réforme, l'année 2019, et devra être renouvelée lorsque plusieurs années de données seront disponibles.

Plan du rapport

Chapitre 1 : La réforme

Le premier chapitre de ce rapport décrit les différentes mesures législatives conduisant à la bascule du CICE : suppression du CICE/CITS et nouvelles réductions de cotisations employeurs. Le chapitre décrit ensuite les effets théoriques que peut avoir cet ensemble de modifications, sur la trésorerie des entreprises, sur la lisibilité du dispositif et sur le profil de réduction des cotisations sociales.

Chapitre 2 : Les données

Le chapitre 2 présente les données administratives mobilisées par cette étude. Il s'agit essentiellement de données au niveau individuel (données DADS, ou issues de la DSN) ou de données au niveau entreprise (données AcoSS sur les cotisations et les exonérations ; ou données comptables et fiscales au niveau).

Chapitre 3 : Analyse de bunching

Le chapitre 3 présente une analyse sur données individuelles de salaire qui vise à identifier si la distribution des salaires a réagi à la transformation du CICE en baisse de cotisations employeur. En rendant la baisse du coût du travail plus lisible,

on pourrait attendre une réaction pour éviter la hausse forte du coût du travail au seuil de 2,5 Smic. L'analyse par *bunching* teste les modifications de distribution des salaires autour du seuil avant et après la réforme.

Chapitre 4 : Analyse par différence de différences

Le dernier chapitre de ce rapport reprend une méthodologie plus classique pour évaluer les effets du CICE en comparant les entreprises intensives en salariés rémunérés en-dessous de 2,5 Smic aux entreprises similaires mais composées plus fortement de salariés au-dessus de 2,5 Smic, et donc non touchés par le CICE. L'effet de la bascule est ici estimé comme un effet additionnel d'être bénéficiaire du CICE après la réforme, par rapport à avant.

CHAPITRE 1

LA RÉFORME

Ce chapitre présente la réforme dite de « bascule du Crédit d'impôt pour l'emploi et la compétitivité (CICE) en allègement de cotisations employeur ». Cette réforme est techniquement la suppression du CICE et du Crédit d'impôt de taxe sur les salaires (CITS) et leur remplacement par une réduction équivalente des cotisations employeurs, mais ainsi elle conduit à plusieurs modifications de l'administration pratique du dispositif du CICE/CITS.

Nous détaillons ainsi la réforme (partie 1), puis les effets théoriques potentiels que l'on pourrait en attendre (partie 2).

1.1 La transformation du CICE en un allègement de cotisations

La réforme majeure du budget 2019 est la transformation du CICE en une réduction pérenne de cotisations sociales employeurs. Cette réforme a été légiférée par plusieurs mesures séparées.

La suppression du CICE et du CITS à partir de 2019. L'article 86 de la loi n° 2017-1837 du 30 décembre 2017 de finance pour 2018 prévoit la suppression

du CICE/CITS à compter des rémunérations versées au 1^{er} janvier 2019. Ainsi, à partir du 1^{er} janvier 2019, aucune créance nouvelle de CICE ne sera créée. Par contre, en 2019 ainsi que les années suivantes, les créances de CICE au titre de l'année 2018 et des années précédentes doivent toujours être honorées par l'État. Le CICE est par ailleurs maintenu, au taux de 9 %, pour les rémunérations versées aux salariés affectés à des exploitations situées à Mayotte.

La baisse du taux du CICE en 2018. L'article 86 de la loi de finances pour 2018 prévoit également la baisse du taux du CICE de 7 % à 6 % à partir du 1^{er} janvier 2018.

La réduction des cotisations employeur. L'article 9 de la loi n° 2017-1836 du 30 décembre 2017 de financement de la sécurité sociale pour 2018 prévoit la mise en place d'une réduction des cotisations sociales maladie-maternité-invalidité-décès (MMID) de 6 points de pourcentage du salaire brut jusqu'à 2,5 Smic.

Pour les salariés rémunérés entre 1 et 1,6 Smic, la cotisation MMID était déjà nulle ou inférieure à 6 points. Afin de mettre en place la bascule du CICE en réduction de cotisations employeurs, il est décidé un renforcement des allègements généraux en incluant dans la réduction de cotisations sociales les cotisations employeurs des régimes complémentaires de retraite. Plus précisément, il s'agit d'inclure parmi les allègements généraux les 4,72 points de cotisation employeurs de l'Agirc-Arrco-AGFF, et les 1,29 points de cotisations de la contribution d'équilibre général (CEG). Le mécanisme de la réduction est identique à la formule des allègements généraux, avec un effet maximum de 6,01 point au niveau du Smic, qui s'éteint progressivement jusqu'à 1,6 Smic.

Un nouvel allègement de cotisation au niveau du Smic. Afin de recycler les recettes du « retour IS » induit par la transformation du CICE en baisse de cotisations,

un allègement supplémentaire sur les bas salaires est mis en place. Il vise les cotisations employeurs de l'assurance chômage, soit une réduction de 4,06 points de pourcentage au Smic, s'éteignant progressivement jusqu'à 1,6 Smic. L'article 9 de la loi n° 2017-1836 du 30 décembre 2017 de financement de la sécurité sociale pour 2018 prévoyait l'introduction de ce nouvel allègement dès le 1^{er} janvier 2019. L'article 26 de la loi n° 2018-1203 du 22 décembre 2018 de financement de la sécurité sociale pour 2019, reporte sa mise en place au 1^{er} octobre 2019.

1.2 Les effets théoriques de la bascule

La réforme de bascule du CICE en baisse pérenne de cotisations employeurs a potentiellement de multiples effets, alors même qu'il s'agit de la transcription de la même politique de réduction du coût du travail au travers d'un autre instrument. Bozio et al. (2018) présente une analyse *ex ante* des effets de la réforme. Nous reprenons ici la description des effets potentiels que peut entraîner la bascule, ce qui viendra motiver nos analyses empiriques.

Un effet temporaire trésorerie. La bascule du CICE en réduction de cotisations employeur a un coût budgétaire temporaire pour les finances publiques. En effet, le coût du dispositif double pour l'année 2019 : les créances de CICE/CITS au titre de l'année 2018 sont dues en 2019, alors même que les cotisations employeur sont réduites au titre de 2019, mais avec des effets financiers dès cette année là. Cet impact budgétaire de la bascule est l'effet miroir de la mise en place du CICE en 2013, dont le coût pour les finances publiques n'a été effectif que l'année suivante, en 2014, via la réduction des recettes de l'impôt sur les bénéfices des sociétés.

La contrepartie de ce doublement temporaire du coût pour les finances publiques est un effet positif de trésorerie pour les entreprises : en 2019, les entreprises continuent à bénéficier des créances de CICE, tout en bénéficiant des réduc-

tions de cotisations employeur. Mais cet effet est temporaire, limité à l'année 2019.

Un effet permanent de trésorerie. Dans le dispositif du CICE, le mécanisme de consommation progressive de la créance conduisait certaines entreprises peu profitables à attendre jusqu'à trois ans avant de pouvoir bénéficier du remboursement de la créance. Ce délai de consommation conduisait à un écart entre le fait générateur (le versement des rémunérations) et le crédit d'impôt.

Dans le dispositif des réductions de cotisations employeur, ce délai disparaît au profit d'un effet immédiat sur le coût du travail. Pour les entreprises sujettes à des contraintes de trésorerie, la différence peut être substantielle et ainsi conduire à des réactions différentes aux deux modes d'administration du dispositif.

L'effet de saillance. Dans le dispositif du CICE, la perception de la baisse du coût du travail d'un salarié en-dessous de 2,5 Smic est indirecte : le service des ressources humaines mesure directement le coût affiché du travail (coût « chargé »), mais ne perçoit pas forcément bien l'effet en retour du crédit d'impôt sur le coût du travail effectif.

Dans le dispositif de la réduction des cotisations employeur, l'impact sur le coût du travail est beaucoup plus direct, et donc plus clair pour l'employeur.

Le retour IS. Avec la bascule du CICE en baisse de cotisations, la baisse du total des rémunérations super-brutes conduit à une hausse mécanique de l'assiette imposable à l'impôt sur les sociétés (IS), et donc à un effet dit de « retour IS », c'est-à-dire de hausse de l'impôt sur les sociétés. Cet effet est susceptible de dépendre de la rentabilité des entreprises. Bozio et al. (2018) montrent ainsi que les entreprises les plus jeunes et les plus petites sont moins susceptibles d'être touchées par cet effet retour de l'IS. Sans considérer l'effet de doublement temporaire du CICE en 2019, l'effet mécanique de la réforme sur les profits des entreprises serait

davantage négatif pour les entreprises les plus profitables.

Le reprofilage des réductions de cotisations sociales. Dans le cadre du dispositif du CICE, la réduction de coût du travail était de 6 points de pourcentage, de façon uniforme sur l'ensemble des rémunérations en dessous de 2,5 Smic.

Avec la réduction supplémentaire des cotisations de 4 points au niveau du Smic à partir d'octobre 2019, le profil des réductions de cotisations est modifié : celles-ci deviennent de facto plus fortes pour les bas salaires.

Un effet de crédibilité sur la pérennité du dispositif. La bascule du CICE en baisse de cotisations est parfois décrite comme une « baisse pérenne » à l'opposé d'un crédit d'impôt qui pourrait être plus facilement remis en cause. D'un point de vue juridique, l'un ou l'autre des dispositifs peut être remis en cause par le législateur, mais la réduction des cotisations employeurs pourrait apparaître comme un dispositif plus pérenne et ainsi entraîner des changements de comportements durables.

CHAPITRE 2

LES DONNÉES MOBILISÉES

Ce chapitre présente succinctement les données administratives utilisées dans ce rapport : les Bordereaux récapitulatifs de cotisations (BRC), les Mouvements sur créances CICE (MVC) et la Base tous salariés (BTS).

2.1 Bordereau récapitulatif de cotisations (BRC)

Les Bordereaux récapitulatifs de cotisations (BRC) sont collectés par l'Agence centrale des organismes de Sécurité Sociale (ACOSS). Ces données restituent au niveau de chaque entreprise les montants d'assiettes des cotisations et contributions (les rémunérations), les montants de cotisations et contributions dues (après application éventuelle des mesures d'exonération ou de réduction) et les montants d'exonération ou de réduction (décomposés par types).

Les BRC sont alimentés désormais par la DSN Entreprise et les millésimes disponibles incluent ainsi les données jusqu'à 2020.

Les BRC permettent notamment de mesurer l'exposition au nouvel allègement de cotisation, la réduction des cotisations maladie, qui vient en remplacement du CICE. Les données BRC permettent également d'estimer le montant de la masse salariale inférieure à 2,5 Smic, c'est-à-dire l'assiette du CICE, ce qui permet de calculer

une variable d'exposition au CICE et à la bascule.

2.2 Mouvements sur créances CICE (MVC)

Les données des mouvement sur créances du CICE sont produites par la Direction générale des finances publiques (DGFIP). Il s'agit de données annuelles au niveau entreprise, décrivant le montant de la créance du CICE (aussi appelé initialisation CICE), les imputations du CICE (c'est-à-dire le montant de CICE déduit de l'impôt sur les sociétés), et les restitutions de CICE (la créance payée immédiatement aux PME, ou passé un délai de trois ans pour l'ensemble des entreprises).

Ces données permettent de mesurer une intensité de consommation du CICE, ainsi que le délai de sa consommation.

2.3 Base tous salariés (BTS)

Les fichiers issus de la Déclaration sociale nominative (DSN) ainsi que des DADS sont rassemblés dans un fichier unique produit par l'Insee appelé Base tous salariés (BTS). Ces données annuelles, disponibles au niveau poste, permettent pour chaque salarié de connaître son niveau de rémunération individuelle, le type d'emploi et d'occupation, et de nombreuses informations sur le poste occupé.

Dans le cadre de ce rapport, ces données permettent de mesurer l'emploi dans l'entreprise, la composition salariale de celle-ci, et la distribution des salaires selon le type d'entreprises. Les données sont disponibles jusqu'en 2020.

2.4 Les données fiscales d'entreprise

Les données fiscales mobilisées correspondent aux fichiers des bénéfices industriels et commerciaux au régime normal (BIC-RN) produits par la Direction géné-

rale des Finances publiques (DGFIP). Ces fichiers contiennent des variables permettant de mesurer les grandeurs comptables de chaque entreprise : chiffre d'affaires, valeur ajoutée, masse salariale, investissement, excédent brut d'exploitation (EBE), etc.

La prise en compte comptable du CICE. Une difficulté dans l'exploitation des données fiscales et comptables tient au fait que le CICE n'a pas forcément été enregistré de la même façon selon les entreprises. Le cas le plus fréquent est un enregistrement comme une déduction des frais de personnels, ce qui est recommandé par l'Autorité des normes comptables françaises. Mais d'autres écritures comptables sont également possibles, notamment comme une subvention d'exploitation ou comme autres produits d'exploitation.

La conséquence de ces différences d'enregistrement est le fait qu'il n'est pas aussi facile d'identifier l'effet de la bascule comme une réduction de charges sociales, selon ou non que les entreprises enregistraient déjà le CICE comme une réduction des dépenses de personnels.

CHAPITRE 3

ANALYSE DE BUNCHING

Ce chapitre présente une analyse à l'aide d'une méthode de *bunching* visant à détecter des changements de comportements des entreprises au seuil de 2,5 Smic. L'objectif est de décerner dans quelle mesure l'augmentation forte du taux moyen des cotisations à 2,5 Smic avec le CICE se traduit par une déformation de l'emploi en dessous du seuil. La comparaison entre les années de CICE précédant la transformation du crédit d'impôt en réduction de cotisations employeur pourra ainsi permettre d'éclairer dans quelle mesure le changement de dispositif a rendu les incitations plus saillantes.

Nous présentons la méthodologie générale du *bunching* en partie 3.1, son application au cas de la bascule CICE en partie 3.2, puis les résultats en partie 3.3.

3.1 Méthodologie de l'approche par bunching

La méthodologie du *bunching* est une méthode relativement nouvelle dans la boîte à outils de l'évaluation d'impact. Elle a été utilisée pour la première fois sur données américaines par Emmanuel Saez (Saez, 2010) pour étudier les réactions comportementales des foyers fiscaux aux discontinuités de taux marginal (*kink*) dans le barème de l'impôt sur le revenu américain. Elle a ensuite été appliquée

aux données pakistanaises pour étudier les réponses comportements aux discontinuités de taux moyen d'imposition (*notch*) par Kleven et Waseem (2013). Suite à ces travaux pionniers, la méthode a été très largement reprise et a fait l'objet de nombreuses applications dans des situations variées¹. On peut se référer à Kleven (2016) pour une revue de littérature présentant la méthode et ses applications.

Le principe. Le principe de cette méthode est d'exploiter une discontinuité dans les incitations qui peut conduire les individus ou les entreprises à modifier leur comportement pour se localiser à un endroit particulier de la distribution. Ainsi, si le taux moyen d'imposition augmente de manière discontinue à un certain niveau de revenu, les personnes imposées peuvent avoir intérêt à adapter leur comportement pour se localiser à gauche de ce seuil. En supposant l'absence de frictions ainsi qu'une information parfaite sur ces incitations, une accumulation de la distribution au niveau de cette discontinuité peut s'interpréter comme une mesure de la réaction comportementale. L'intérêt d'une telle approche est qu'elle ne nécessite pas forcément une réforme ou la constitution d'un groupe de contrôle : la déformation de la distribution à la discontinuité est révélée en comparaison à un contrefactuel de densité.

La méthode, dans sa conception initiale, a été néanmoins critiquée (Blomquist et al., 2021) justement car elle repose sur l'hypothèse que la distribution contrefactuelle est effectivement représentée par une distribution lisse sous-jacente – ce qui est discutable dans certains cas.

Par ailleurs, des travaux empiriques ont rapidement mis en évidence des différences notables dans la réaction comportementale des agents en fonction de l'information des agents sur la localisation optimale dans la distribution. La méthode a été alors appliquée autant pour identifier la connaissance d'une variation dans les

1. On peut citer ici notamment les travaux sur les incitations fiscales de Bastani et Selin (2014), le Maire et Schjerning (2013), Powell et others (2015), Devereux et al. (2014) et Chetty et al. (2013) pour une exploitation à des fins d'identification de la connaissance d'un dispositif fiscal.

incitations, que pour mesurer des réponses comportementales.

Les techniques de mise en œuvre. Pour estimer la concentration au point de masse, il est nécessaire en premier lieu d'estimer une densité contrefactuelle. Pour estimer cette densité contrefactuelle, on exclut de la distribution l'intervalle jugé potentiellement affecté par des réponses comportementales ; sur ce sous-ensemble de la distribution, on estime un polynôme d'ordre élevé afin de répliquer au mieux la distribution observée ; enfin, on utilise les coefficients ainsi estimés pour ensuite prédire une distribution contrefactuelle sur l'intervalle que l'on a précédemment exclu de l'estimation.

Le choix de l'intervalle à exclure dépend de la discontinuité observée. Dans le cas d'un *kink* (discontinuité de taux marginal d'imposition) cet intervalle est relativement facile à identifier visuellement. Dans le cas d'un *notch* (discontinuité de taux moyen d'imposition), il existe une zone dominée, mais l'intervalle affecté peut être beaucoup plus large. Kleven et Waseem (2013) propose une méthodologie pour définir l'intervalle à exclure dans ce cas, en utilisant le fait que la masse manquante, typiquement à droite du seuil dans le cas d'un taux moyen croissant, doit par construction être égale au montant de *bunching* estimé à gauche du seuil. Ils proposent ainsi un processus itératif par lequel, à partir d'un point de départ haut concernant l'intervalle à exclure, la masse manquante et la masse de *bunching* sont estimées conjointement, et par itération l'intervalle est réduit jusqu'à ce que les deux grandeurs soient égales.

3.2 L'application au cas de la bascule CICE

Le CICE et sa transformation en baisse de cotisations se prêtent assez bien à une analyse de *bunching* du fait de la discontinuité de taux moyen de cotisation (ou d'imposition) au seuil de 2,5 Smic. Il s'agit donc d'un *notch* avec une augmentation

soudaine du coût « chargé » du travail au seuil.

Une forte incitation à rester en deçà du seuil. En 2019, une augmentation du salaire brut de 3 802 euros (45 624 euros annuels) à 3803 euros conduit pour l'employeur à une hausse du coût du travail annuel de 2 748 euros, contre un gain net pour le salarié d'environ 9,60 euros sur l'année.

Pas de zone strictement dominée. Dans le cas d'un *notch* dans le barème d'un impôt sur le revenu ou d'une cotisation pour l'employé, une zone strictement dominée apparaît lorsqu'un salaire brut plus élevé donne lieu à un salaire net plus faible. Toute personne connaissant les incitations d'un tel dispositif devrait ainsi refuser un salaire juste à droite de l'augmentation de taux moyen.

Dans le cas du CICE et du barème de cotisations employeur qui le remplace, il n'y a pas de zone strictement dominée. En effet, à droite du seuil, l'augmentation de coût du travail est très forte, mais le salarié reçoit néanmoins une hausse de son salaire net. Il est donc susceptible de souhaiter une hausse de salaire, ou de s'opposer à l'absence de revalorisation de son salaire.

Pour l'employeur, en revanche, la discontinuité à 2,5 Smic se traduit par une forte hausse du coût du travail ne se traduisant pas juste au-dessus du seuil par une hausse substantielle du salaire net de l'employé. Il devient ainsi optimal de freiner la hausse de salaire juste en dessous du seuil, puis d'offrir une forte hausse du salaire une année après.

Le tableau 3.1 présente le cas d'une optimisation sur deux années consécutives. Un employeur qui offrirait 3 802 euros bruts par mois la première année à son salarié (de facto une localisation au seuil), puis 3 979 euros bruts la seconde année, aurait le même coût du travail sur deux ans qu'un employeur qui offrirait deux années de suite un salaire mensuel de 3 803 euros bruts. Le gain net pour le salarié d'une telle opération serait, lui, de 1 672 euros.

TABLEAU 3.1 – Exemple d’optimisation sur deux années

	Salaire brut mensuel		Coût total employeur	Salaire net total
	Année 1	Année 2	(sur 2 ans)	(sur 2 ans)
Optimisateur	3802	3979	118 654	74 339
Non-optimisateur	3803	3803	118 654	72 667

Note : Le salaire net est net des cotisations sociales et des prélèvements sociaux, mais pas net de l’impôt sur le revenu.

Le tableau 3.2 présente un cas similaire d’optimisation jouant sur la possibilité d’offrir une prime annuelle. Un employeur rémunérant son salarié juste en dessous du seuil de 2,5 Smic peut offrir la deuxième année une prime de 2 154 euros pour le même coût du travail qu’en offrant seulement 1 euro brut supplémentaire chaque mois.

TABLEAU 3.2 – Exemple d’optimisation avec le versement d’une prime

	Salaire brut mensuel	Prime brute	Coût total employeur	Salaire net total
	Année 1 et 2	en année 2	(sur 2 ans)	(sur 2 ans)
Optimisateur	3802	2124	118 654	74 339
Non-optimisateur	3803	0	118 654	72 667

Note : Le salaire net est net des cotisations sociales et des prélèvements sociaux, mais pas net de l’impôt sur le revenu.

Mesure de l’effet de première étape (*first stage*). En analyse de *bunching*, la première étape consiste à mesurer la variation de taux marginal ou de taux moyen au seuil, où la concentration de la distribution est censée se déformer si les agents réagissent aux incitations. Il s’agit de vérifier qu’il y a bien empiriquement une discontinuité dans les incitations financières qui conduirait à des réponses comportementales de type *bunching*.

La Figure 3.1 représente le taux de cotisation moyen employeur, net des allègements généraux de cotisation et autres exonérations (donc y compris les exonérations de cotisations mises en place depuis 2019 dans le cadre bascule du CICE), et ceci en fonction du salaire horaire brut, exprimé en multiples du Smic. Les données BRC contiennent le détail des cotisations et des réductions de cotisation au niveau des entreprises. Afin d’avoir une mesure des cotisations nettes dues en fonction du

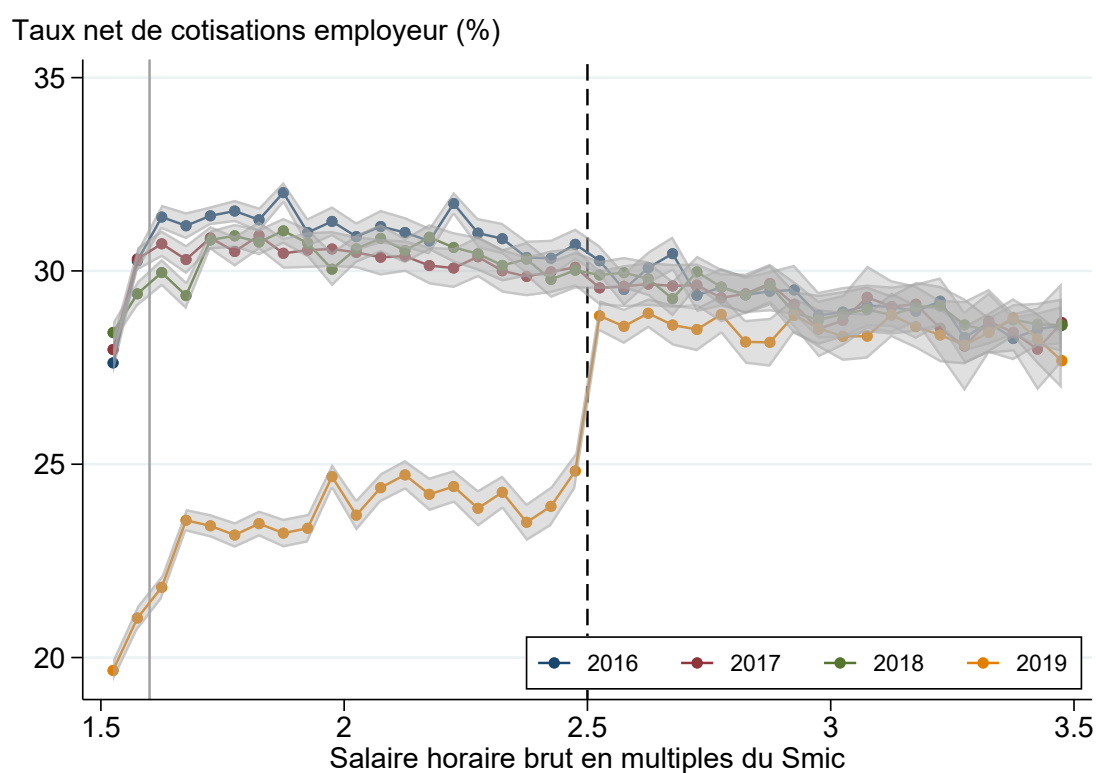
niveau de salaire brut, le graphique se base uniquement sur l'échantillon des entreprises à un seul salarié. On obtient ainsi une relation exacte entre les montants de cotisation reportées dans les BRC auprès de l'Acoss d'une part, et le salaire brut déclaré aux DADS/DSN, d'autre part.

La moyenne du taux de cotisation net employeur entre 1,8 et 2,5 Smic est de 30 % en 2018, contre 24 % en 2019, après la transformation du CICE en réductions de cotisations employeur. On obtient donc bien une baisse de 6 points de pourcentage du taux moyen de cotisation employeur, correspondant à l'ampleur du CICE.

On note également un taux de cotisation légèrement inférieur en 2019 juste au-dessus du seuil de 2,5 Smic. On peut expliquer cet effet par de probables erreurs de mesures de la situation relative par rapport au seuil et à l'éligibilité aux exonérations maladie qui ont compensé la suppression du CICE. Ainsi, dans le panel (a) de la Figure 3.2, nous produisons le même graphique à partir du sous-échantillon des salariés à temps plein sur toute l'année, pour lesquels il y a moins d'erreurs possibles dans la mesure du salaire horaire et donc de sa position vis-à-vis du seuil. En faisant cette restriction, une partie de la différence disparaît. Dans le panel (b), nous excluons les salariés qui bénéficient des réductions de cotisation maladie (le principal nouvel allègement créé du fait de la réforme de la bascule) tout en ayant un salaire horaire situé au-delà de 2,5 Smic, ce qui est normalement impossible. En faisant cela, le niveau de cotisations employeur nettes en 2019 à droite du seuil rejoint celui des années précédentes.

Ainsi, les données administratives de l'Acoss révèlent un effet marqué de la réforme sur le taux de cotisation net, produisant une discontinuité de celui-ci au seuil de 2,5 Smic. Les conditions sont donc remplies pour observer les possibles réponses comportementales en termes de *bunching* au seuil, ou juste en deçà de celui-ci.

FIGURE 3.1 – Taux moyen de cotisation net employeur autour du seuil de 2,5 Smic – 2016–2019

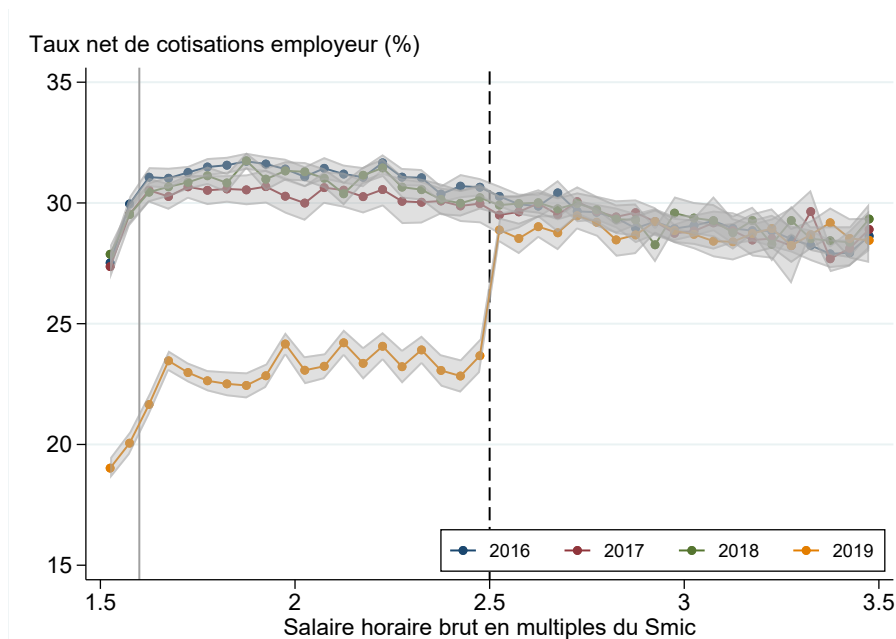


NOTE : L'échantillon est constitué d'entreprises avec un seul salarié. Les cotisations nettes sont mesurées à partir des données BRC, permettant d'isoler le montant des exonérations de cotisations. Le taux de cotisation net rapporte ces cotisations nettes à l'assiette brute déplafonnée. Le salaire horaire brut est lui calculé à partir des données BTS à partir du salaire brut déplafonné et des heures travaillées déclarées.

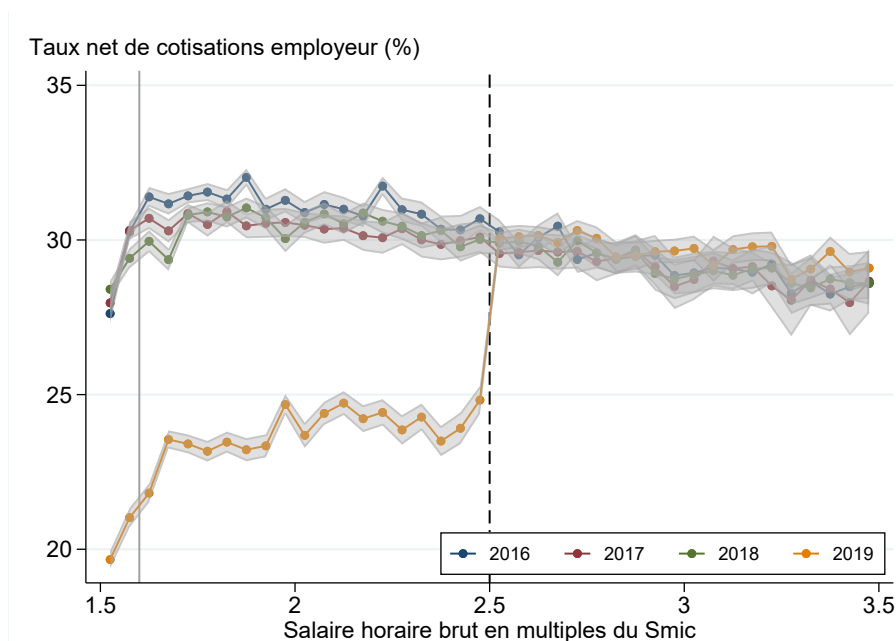
SOURCES : Base tous salariés, BTS (Insee) et BRC (Acoiss), 2016–2019.

FIGURE 3.2 – Taux moyen de cotisation net employeur autour du seuil de 2,5 Smic – Sous-échantillons

(a) Salariés à plein temps sur toute l'année



(b) Tous salariés, hors exonération maladie au-dessus de 2,5 Smic



NOTE :

SOURCES : Base tous salariés (Insee) et BRC (Acos), 2016–2019.

3.3 Résultats

Cette partie présente les résultats de l'analyse de *bunching* sous forme de graphiques.

Dans un premier temps, on s'intéresse à la distribution des salaires annuels bruts pour les personnes travaillant exactement un temps plein (1 820 heures reportées dans l'année, ce qui correspond à une durée hebdomadaire de trente-cinq heures) dans une entreprise. Cela garantit une bonne mesure de la position de la variable de salaires vis-à-vis du seuil de 2,5 Smic. Afin de présenter des analyses sur un plus large échantillon, on présente aussi des analyses de *bunching* pour le salaire horaire, calculé comme le salaire brut annuel divisé par le nombre d'heures travaillées renseigné dans les DADS/DSN.

Pour estimer la distribution contrefactuelle au niveau du seuil, on estime un polynôme de degré 7 sur l'intervalle [27 300, 72 800] de salaires bruts annuels ([15, 40] pour les salaires horaires), en excluant de l'estimation l'intervalle correspondant à 2 euros de plus ou de moins en salaire horaire (3 640 en salaire annuel) autour du seuil de 2,5 Smic. Pour étudier la distribution des salaires annuels bruts des salariés à plein temps, on ajoute parmi les prédicteurs de la distribution des indicatrices correspondant à des chiffres « ronds » : il s'agit des salaires annuels correspondant aux salaires bruts mensuels de 2 000, 2 500, 3 000, 3 500, 4 000 et 4 500 euros. On prédit ensuite la distribution contrefactuelle sur l'intervalle situé autour du seuil en appliquant les coefficients ainsi estimés.

Chaque graphique représente la distribution observée et la distribution contrefactuelle des salaires (annuels ou horaires) bruts. L'estimation du *bunching* est représentée en grisé comme la différence entre l'estimation prédite et la distribution observée dans l'intervalle autour du seuil.

Ensemble des entreprises. La figure 3.3 représente les distributions observées et prédites de salaires bruts annuels pour 2017, 2018, 2019 et 2020, avec pour échantillon l'ensemble des entreprises, et l'ensemble de leurs salariés travaillant 1 820 heures. On indique par des traits verticaux la position du seuil de 2,5 Smic chaque année. Pour la période 2017-2019, les résultats sont très clairs : aucun bunching n'est détecté. En revanche, en 2020 apparaît une masse située juste à gauche du seuil. Cela peut s'interpréter comme un effet progressif de la réforme de la bascule sur la saillance du *notch* au seuil auprès des entreprises. Des analyses sur les années suivantes permettraient d'étayer cette interprétation si elles mettent en évidence une persistance de la masse excédentaire à gauche du seuil.

On s'attend à davantage pouvoir détecter du bunching sur le salaire annuel des salariés à temps plein puisque cette variable est moins sujette à des erreurs de mesure. Comme attendu, les mêmes analyses faites sur la distribution des salaires horaires ne révèlent pas davantage de comportement optimisateur : de manière générale, la distribution observée est très proche de la distribution prédite (Figure 3.4).

Les entreprises sont peut-être plus à même d'adopter un comportement optimisateur dans leur politique salariale pour les nouvelles embauches, car les salaires des personnes déjà en poste sont potentiellement peu flexibles. On restreint alors l'analyse aux postes observés une année N dans l'entreprise, mais non observés dans cette entreprise en $N - 1$, et que l'on assimile à des nouvelles embauches. Sur cet échantillon plus petit, la distribution observée des salaires s'éloigne plus fréquemment de la distribution prédite, de telle sorte que bien qu'une masse excédentaire à gauche du seuil apparaît en 2019, il paraît plus difficile de l'associer à une plus grande saillance du seuil (Figure 3.5).

En revanche, cette masse excédentaire apparaît plus franchement lorsqu'on se restreint aux salariés observés deux années consécutives dans une même entreprise (Figure 3.6), ce qui semble indiquer que les entreprises mobilisent leur politique

salariale comme principal levier. En effet, optimiser la politique salariale vis-à-vis du *notch* à 2,5 Smic peut aussi passer par la modération salariale pour les employés situés en dessous du seuil, en différant leurs augmentations de salaire. On se restreint aux employés observés dans l'entreprise l'année précédente et on applique la même méthodologie en considérant non plus la distribution des salaires mais la probabilité de connaître une augmentation de salaire d'au moins 0,05 %. Les résultats sont présentés dans la Figure 3.7. On constate tout d'abord que contrairement aux distributions de salaires, les probabilités observées d'augmentation de salaire s'écartent largement des probabilités prédites. En 2020 en revanche, les probabilités prédites et observées sont bien plus proches, et les secondes sont légèrement inférieures aux premières juste à gauche du seuil. La plus faible probabilité d'augmentation de salaire à gauche du seuil à partir de 2020 apparaît plus nettement lorsqu'on considère l'ensemble des salariés, sans restriction sur le nombre d'heures travaillées (graphiques non présentés ici).

Toutefois, une augmentation de salaire pour un salarié situé juste à gauche du seuil ne signifie pas que son salaire sera supérieur au seuil l'année suivante ; et inversement, une augmentation de salaire pour un salarié plus éloigné du seuil peut être suffisamment importante pour que son salaire atteigne le seuil. Pour chaque emploi, on définit à quelle tranche de salaire, de largeur 0,5 Smic, celui-ci appartient dans l'année $N - 1$. Par exemple, un salaire annuel de 44 500 euros en 2018 pour un salarié travaillant à temps plein est situé dans la tranche de salaire allant de 2,45 à 2,5 Smic. On identifie ensuite pour chaque salarié observé en $N - 1$ s'il connaît une augmentation de salaire de sorte à le faire passer dans la tranche de salaire suivante. Si l'augmentation du coût du travail au seuil de 2,5 Smic devient saillante pour les employeurs avec la réforme de la bascule, cette probabilité de passage à la tranche de salaire supérieure devrait être bien plus faible pour les salariés appartenant à la tranche de 2,45 à 2,5 Smic. Or, la figure 3.8 ne fait apparaître aucune discontinuité à gauche du seuil, quelle que soit l'année considérée.

Hétérogénéité selon la taille des entreprises. Les entreprises peuvent différer dans leurs capacités à connaître l'existence du *notch* comme dans leurs capacités à négocier les salaires et les augmentations de salaire. On présente donc les résultats obtenus sur différents types d'entreprise, définis par leur taille. Les très grandes entreprises sont davantage susceptibles d'avoir un département de ressources humaines connaissant bien les incitations induites par le barème des prélèvements sociaux. Elles ont aussi peut-être plus de pouvoir de négociation dans la fixation des salaires à l'entrée et dans les augmentations de salaire.

On ne constate pas davantage de bunching dans la distribution des salaires au sein des entreprises de plus de 500 salariés (graphiques non présentés ici). En revanche, la figure 3.9 semble indiquer que ces entreprises réagissent en 2020 à la meilleure saillance du *notch* induite par la réforme : si, en 2019 comme avant, les probabilités d'augmentation de salaire ne semblent pas répondre à un motif particulier, en 2020 les probabilités observées à gauche du seuil sont systématiquement inférieures à celles prédites à gauche du seuil.

Les très petites entreprises sont aussi susceptibles de réagir aux seuils parce qu'il est plus facile de contrôler les salaires, et parce qu'une différence de coût du travail due à un positionnement sous-optimal des salaires a davantage d'effets sur l'entreprise. On étudie les entreprises de 5 salariés et moins. Étonnamment, celles-ci ont un pic dans la distribution des salaires à droite ou sur le seuil, et ce même pic, situé à un salaire horaire de 25 euros (Figure 3.11), passe à gauche du seuil en 2020. C'est aussi le cas des entreprises à un seul salarié (Figure 3.12). L'effet d'un « chiffre rond » peut se confondre avec un effet de la saillance du seuil : on voit en effet que la masse à ce niveau fixe de salaire grossit au fil du temps.

Au sein des entreprises de taille plus intermédiaires, ayant entre 5 et 25 salariés, une masse à gauche du seuil se forme en 2020, sans qu'on identifie une masse à un même niveau de salaire dans les années précédentes (Figure 3.13).

Concernant les probabilités d'augmentation de salaire, celles-ci varient pour les

très petites entreprises de manière similaire aux très grandes entreprises, avec une chute de cette probabilité juste à gauche du seuil en 2020 (Figure 3.14).

Entreprises avec une plus ou moins grande part de leur masse salariale proche du seuil. La discontinuité du coût du travail au seuil de 2,5 Smic peut être plus saillante pour les employeurs dont une grande part des salariés se situent autour de ce seuil. On considère chaque année des sous-ensembles des entreprises : celles dont les salariés rémunérés entre 2 et 3 Smic représentent au moins 10 % du total de la masse salariale ; celles dont cette part excède 20 % ; et enfin, celles pour lesquelles cette part est d'au moins 50 %. Parce que ces entreprises se caractérisent précisément par des distributions de salaires particulières, on effectue le lissage polynomial uniquement pour les salaires compris entre 2 et 3 Smic, et on présente les distributions contrefactuelle et observée uniquement sur cet intervalle de salaires.

Les résultats sont présentés dans les figures 3.15, 3.16 et 3.17. On note déjà que la distribution observée s'écarte plus fréquemment de la distribution estimée lorsqu'on se restreint au sous-ensemble des entreprises avec au moins 50 % de la masse salariale constituée de salaires entre 2 et 3 Smic, ce qui est dû tout aussi bien au nombre réduit d'observations (cet écart a lieu notamment sur les tranches de salaire sur lesquelles on estime le contrefactuel) qu'à une particularité de la politique salariale de ces entreprises. Ensuite, on remarque que le nombre de salariés autour de 2,5 Smic est systématiquement plus large que le nombre prédit, et ce quelle que soit l'année. Enfin, en 2020, cet excès prend la forme d'un pic plus large et situé uniquement à gauche du seuil. Par ailleurs, à la fois cet excès de masse à gauche du seuil en 2020, et l'excès de masse autour du seuil dans les années précédentes, est plus important dans les entreprises ayant une plus large part de leur masse salariale constituée de salaires entre 2 et 3 Smic. Ces résultats peuvent s'interpréter comme un effet de saillance de la bascule du CICE en allègement de cotisations : dans les entreprises davantage affectées par l'effet de seuil, et pour lesquelles une optimisa-

tion de la politique salariale aurait un effet conséquent en termes de coût du travail, il semble y avoir une réaction au seuil en 2020. Répéter cette analyse pour les années suivantes, lorsque les données seront disponibles, permettra de confirmer ou infirmer cette hypothèse.

Hétérogénéité selon la catégorie socio-professionnelle (PCS). Les caractéristiques des employés sont un facteur important dans la façon dont les entreprises fixent les salaires et décident des augmentations de salaire. Or, autour du seuil de 2,5 Smic, on s'attend à trouver tout autant de jeunes cadres que des ouvriers qualifiés avec de l'ancienneté. Les employeurs sont susceptibles d'adopter une politique salariale différente pour ces profils variés. On réplique l'analyse en considérant séparément les salariés selon qu'ils sont classés dans la nomenclature PCS comme cadres ou professions intellectuelles supérieures (PCS 3), professions intermédiaires (PCS 4), employés (PCS 5) ou ouvriers (PCS 6). Les figures 3.18 à 3.21 ne font pas apparaître de faits particuliers, à part un léger bunching à gauche du seuil au sein des cadres et professions intellectuelles supérieures à partir de 2019, mais qui est là encore observé déjà en 2017.

Conclusion partielle. Nous confirmons bien l'existence empirique de la discontinuité à 2,5 Smic, se traduisant par une forte rupture dans le taux moyen de cotisation employeur à ce seuil.

Pour les années d'existence du CICE (2017 et 2018), aucun point de masse n'est détectable, confirmant les analyses de Carbonnier et al. (2022). Le même constat s'applique pour l'année 2019. En revanche, l'apparition d'une masse excédentaire à gauche du seuil en 2020 semble indiquer une prise en compte graduelle du seuil par les entreprises.

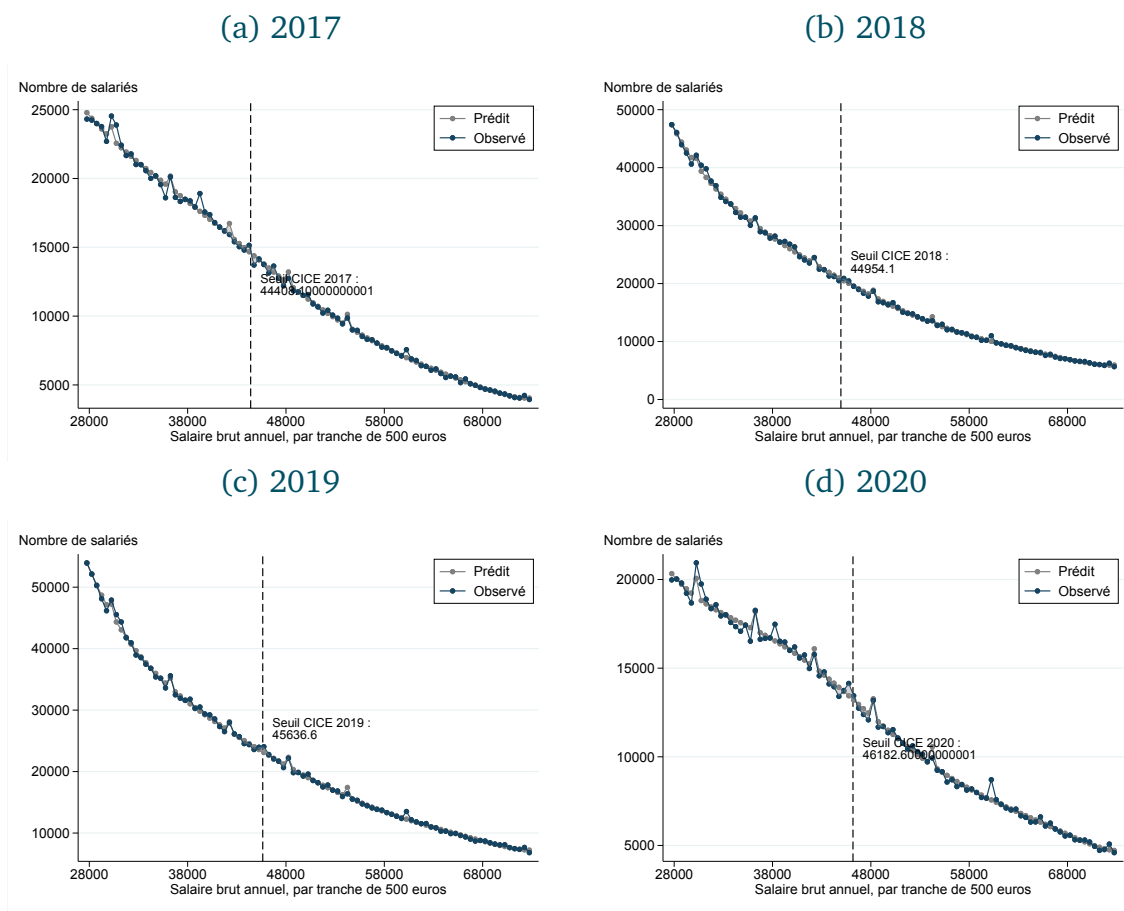
Cette prise en compte semble se faire davantage dans la politique salariale pour les employés déjà présents dans l'entreprise, *via* des augmentations de sa-

laire moindres à gauche du seuil, que lors du recrutement de nouveaux salariés. On observe ce phénomène à la fois dans les très petites et les très grandes entreprises.

Enfin, le fait d'avoir une plus grande part de la masse salariale autour du seuil ne semble pas accentuer un effet de saillance du seuil, et la politique salariale des entreprises autour du seuil ne semble pas évoluer différemment selon la profession des salariés.

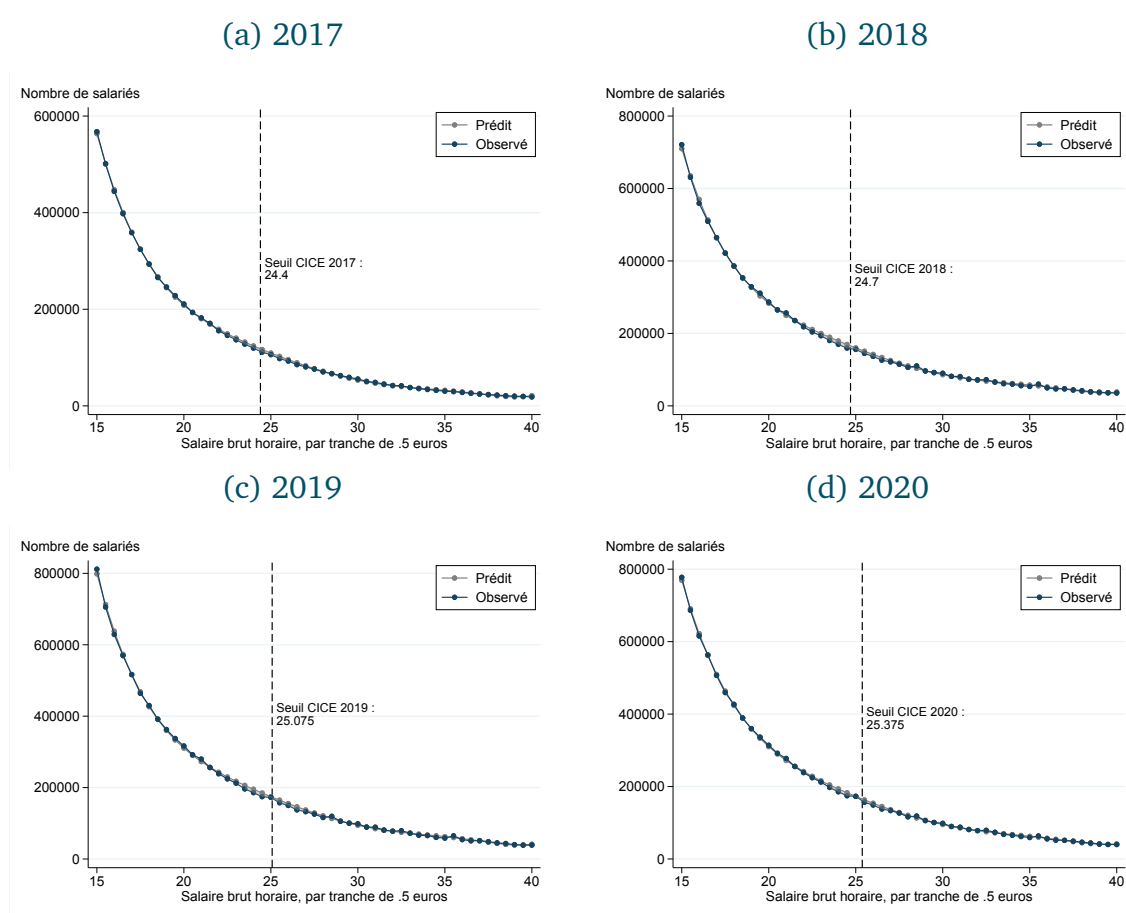
Il convient de préciser que l'existence d'un point de masse proche du seuil semble se confondre parfois avec un effet de « chiffre rond » autour d'un salaire horaire de 25 euros, rendant l'interprétation moins aisée.

FIGURE 3.3 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures



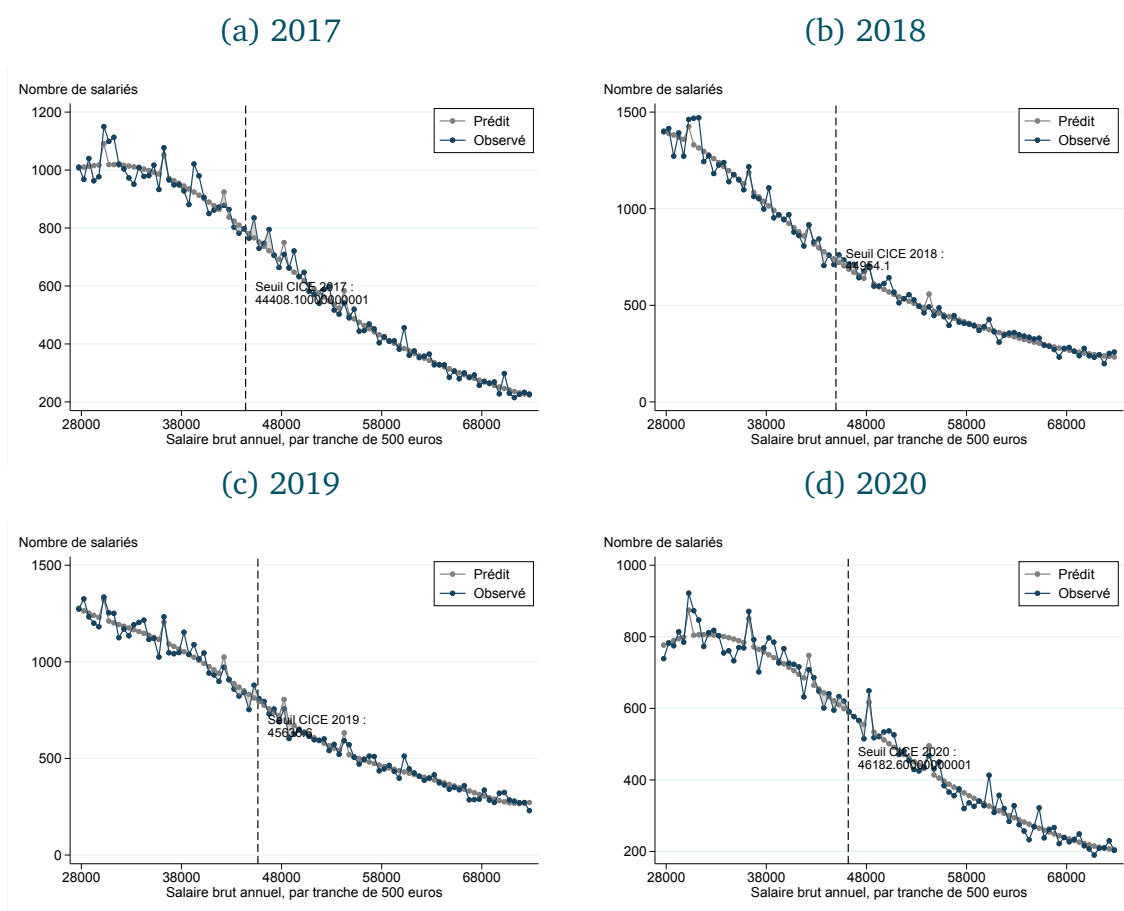
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.4 – Estimation du niveau de bunching du salaire horaire autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, tous salariés



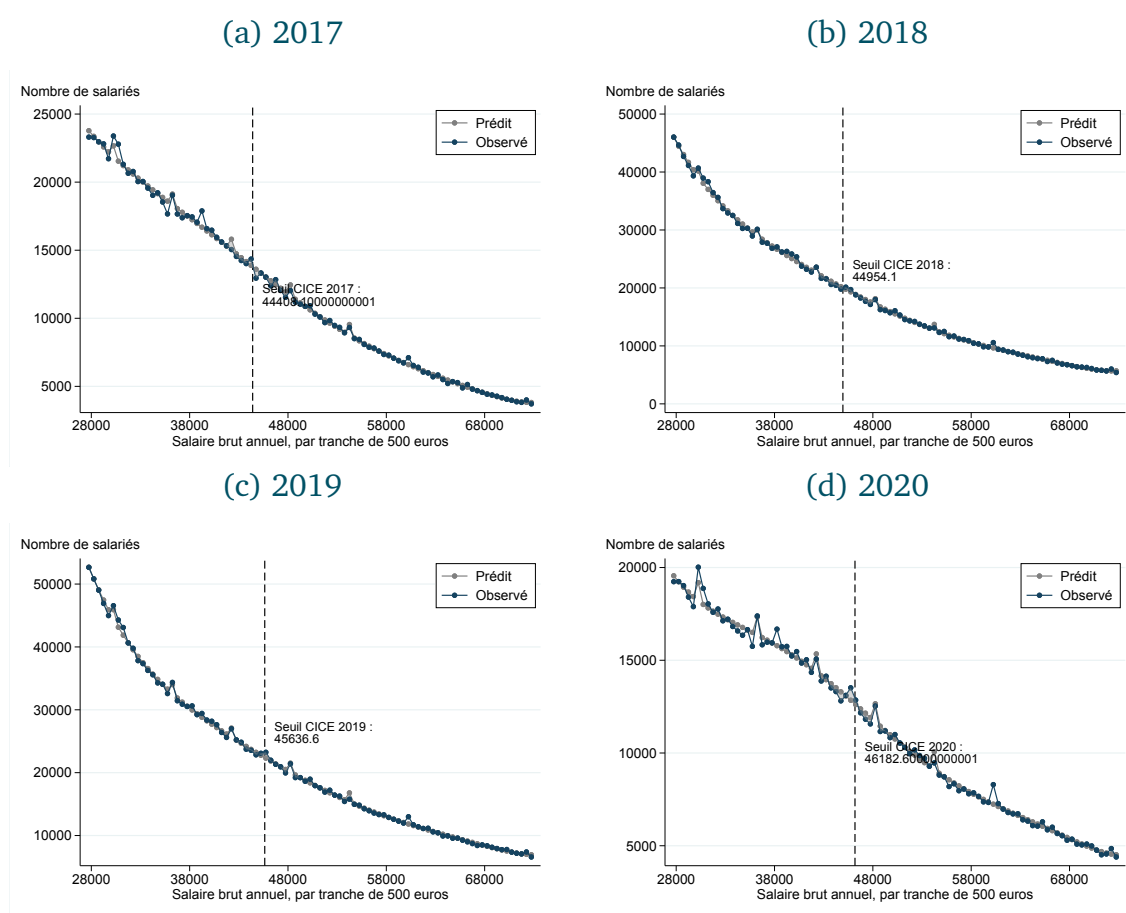
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.5 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures non présents dans l’entreprise l’année précédente



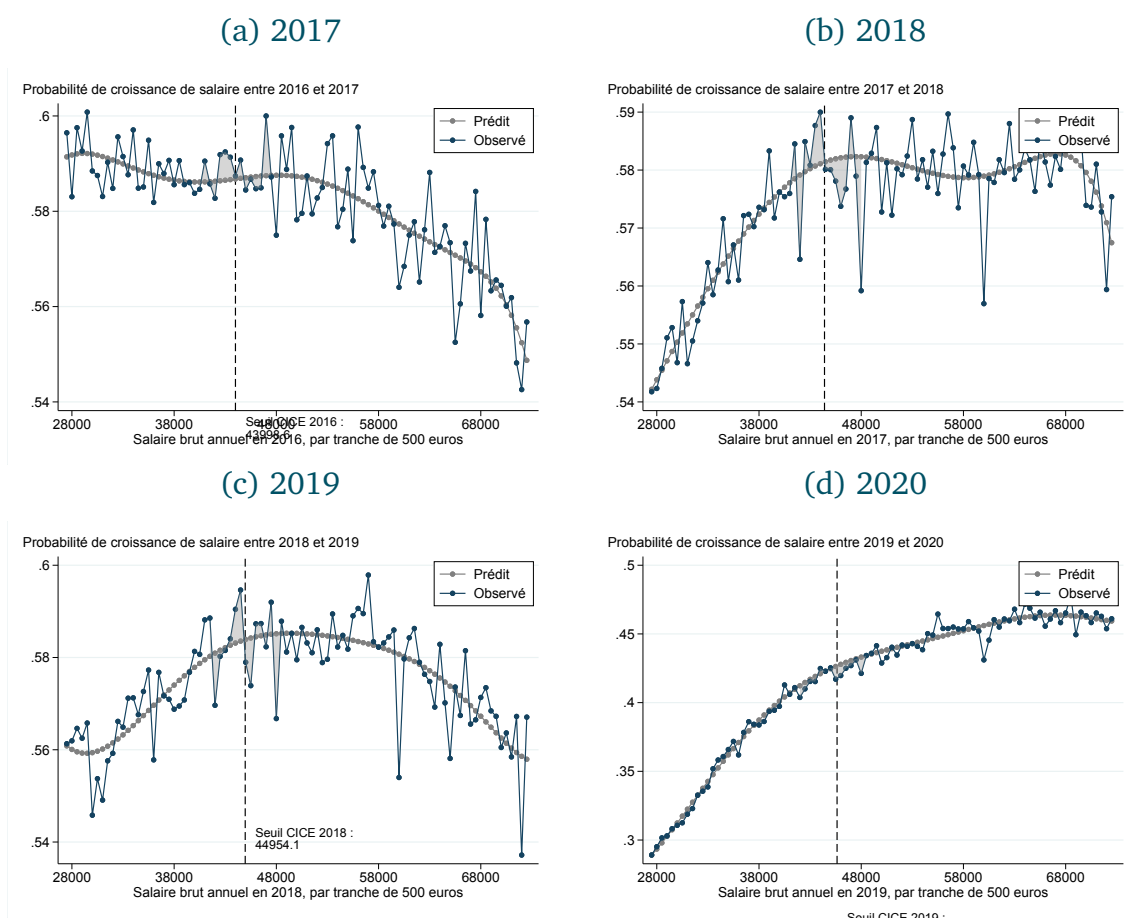
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.6 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Salariés à 1 820 heures présents dans l’entreprise l’année précédente



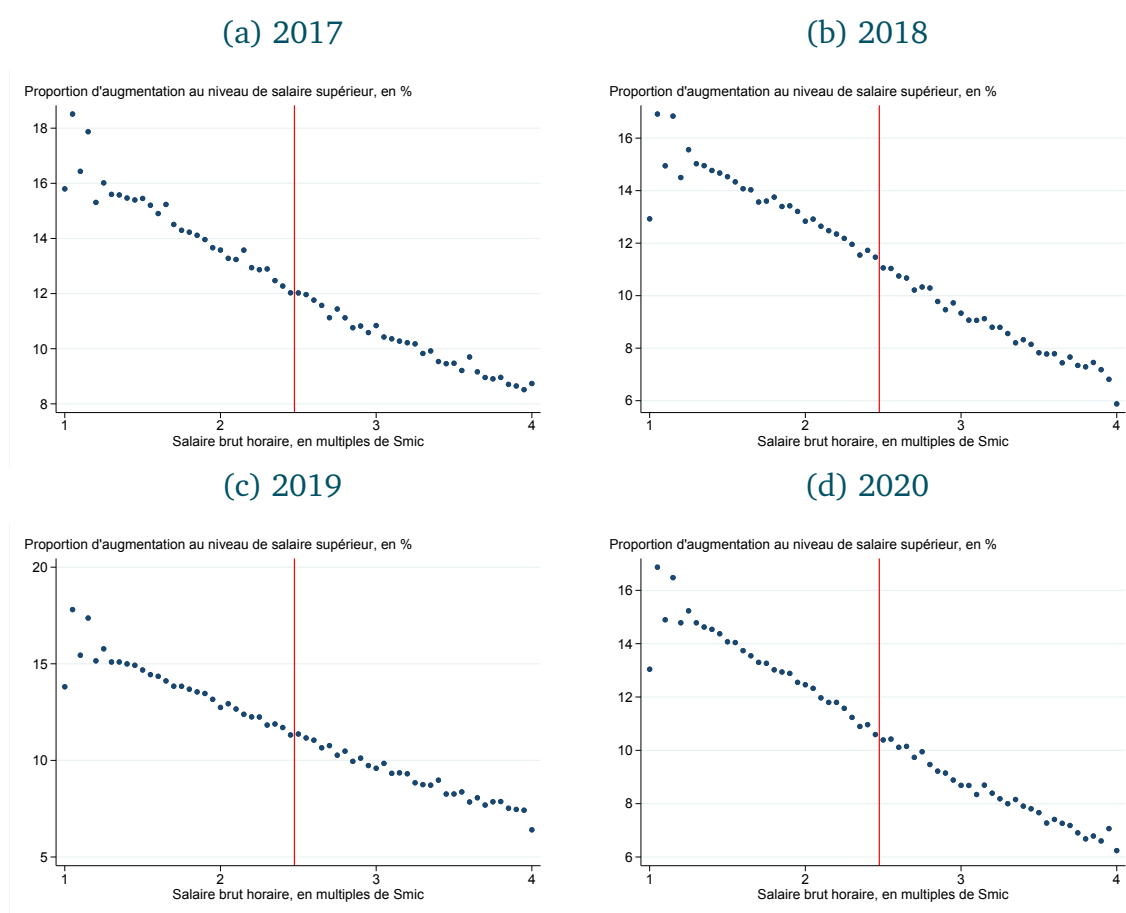
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.7 – Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures présents dans l’entreprise l’année précédente



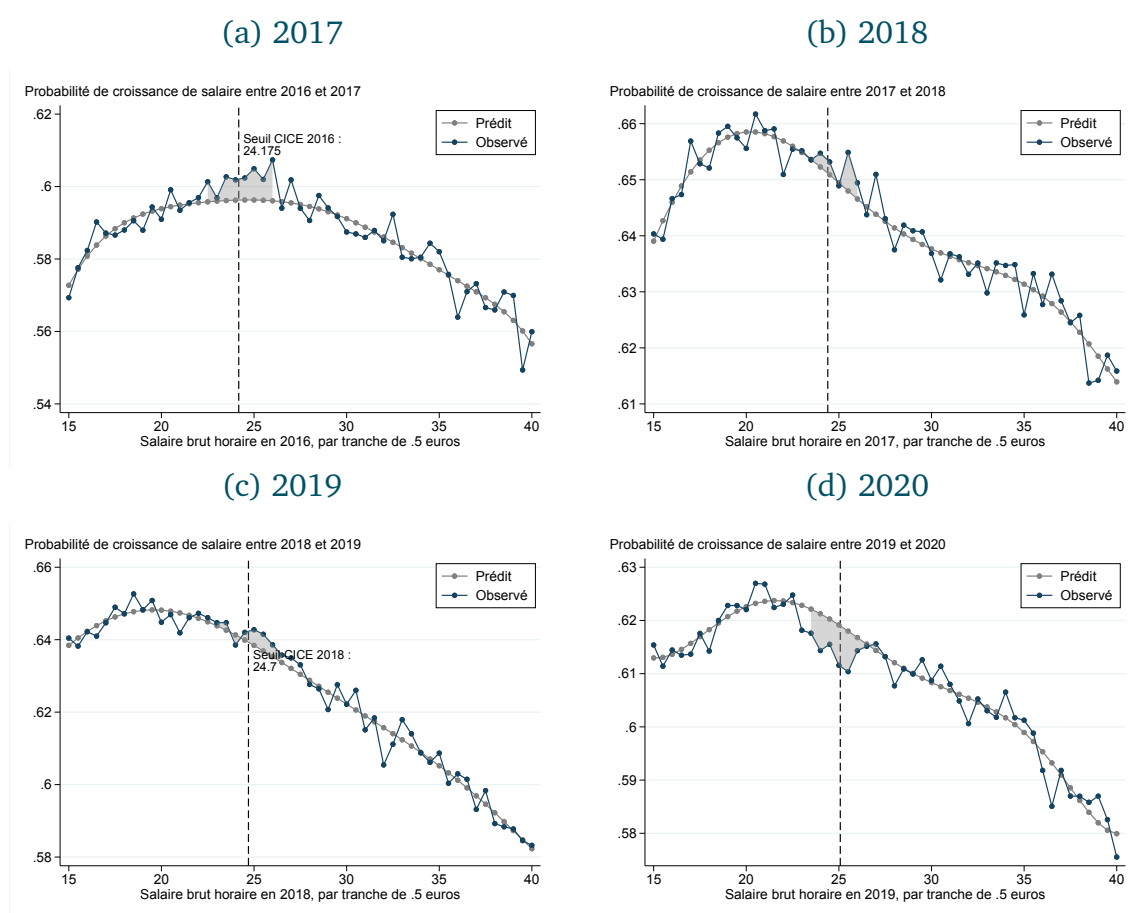
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.8 – Probabilité d’augmentation au niveau de salaire supérieur – Salariés présents dans l’entreprise l’année précédente



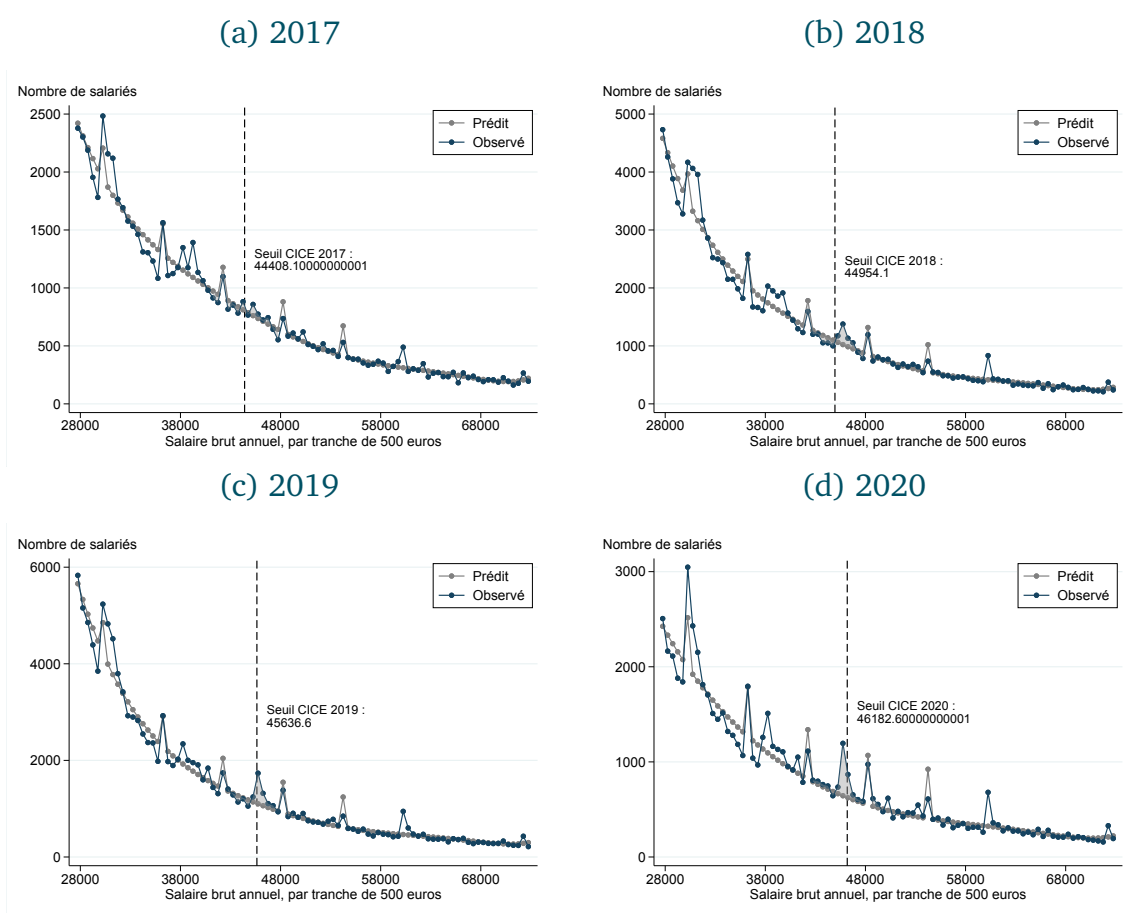
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.9 – Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de plus de 500 salariés, salariés présents dans l’entreprise l’année précédente



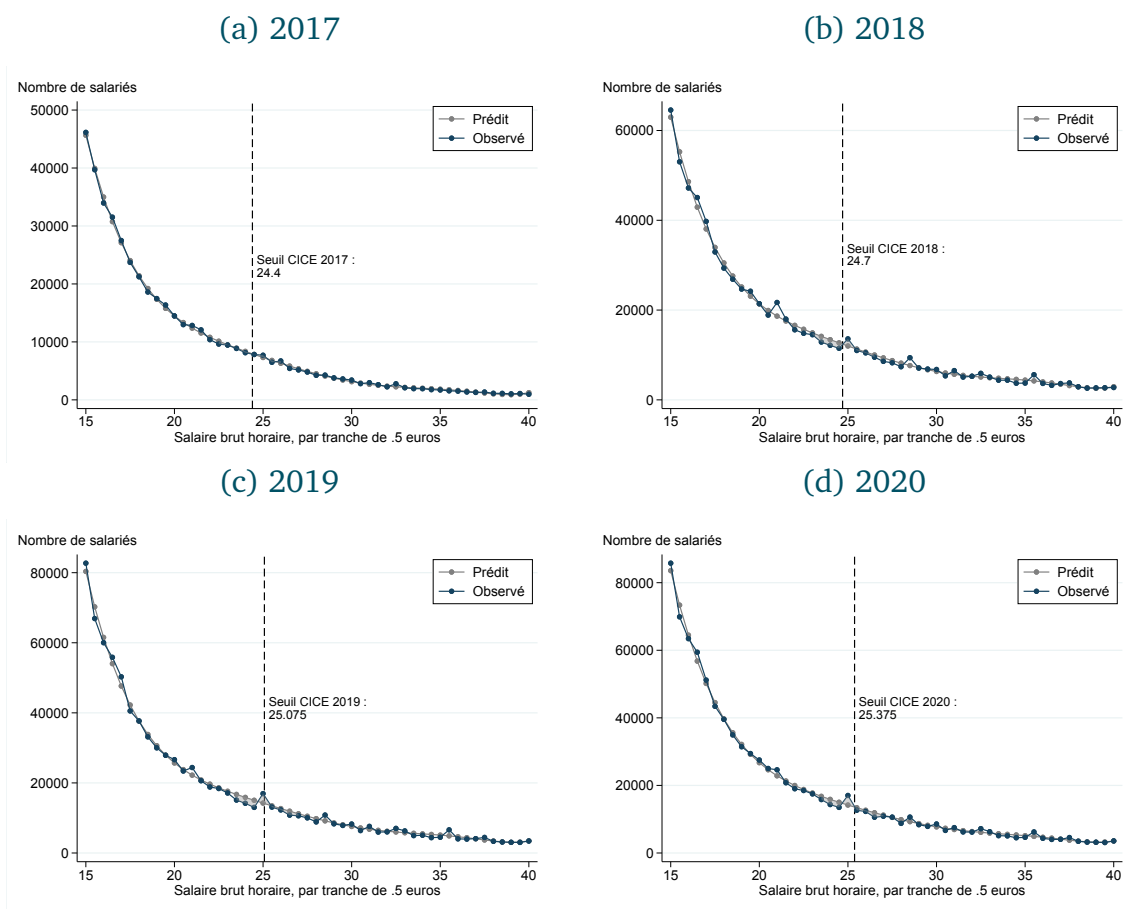
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.10 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic
– Entreprises de moins de 5 salariés, salariés à 1 820 heures



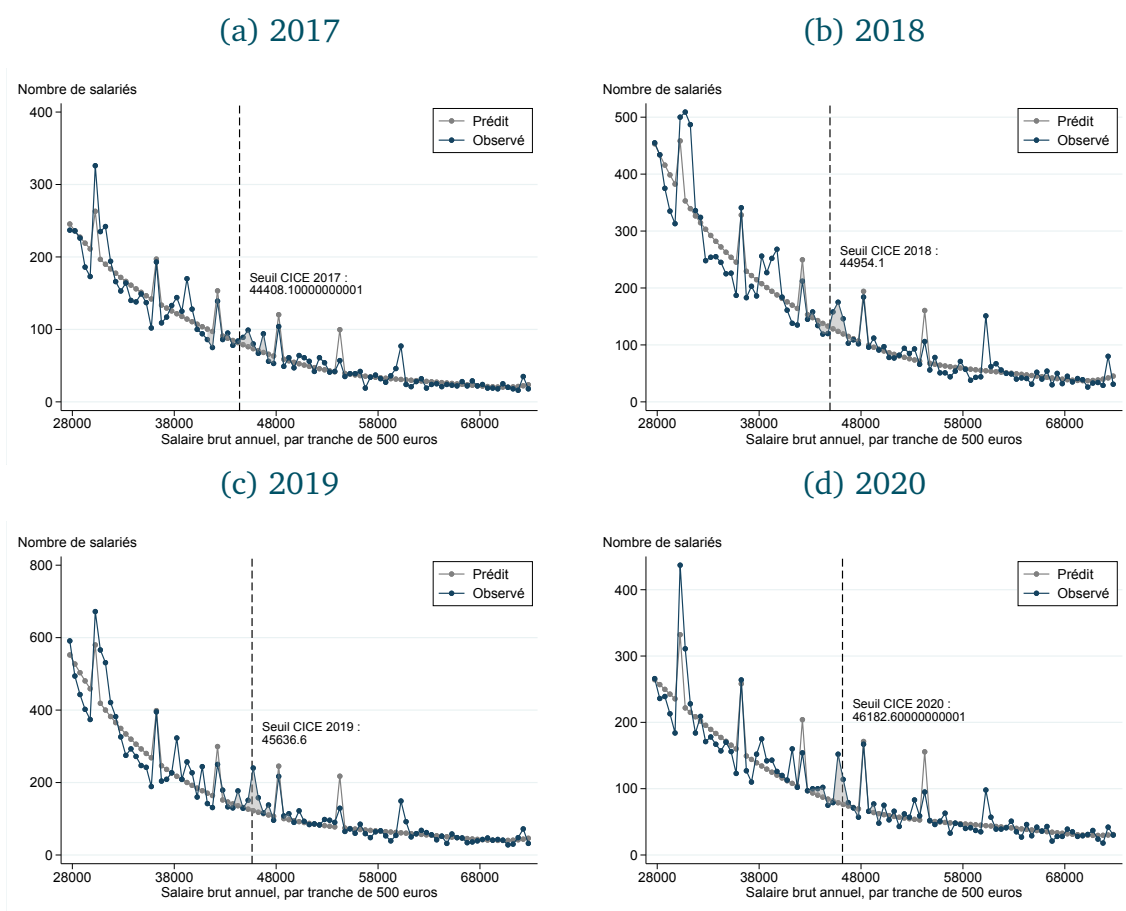
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.11 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de moins de 5 salariés



SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.12 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises à 1 seul salarié, salariés à 1 820 heures



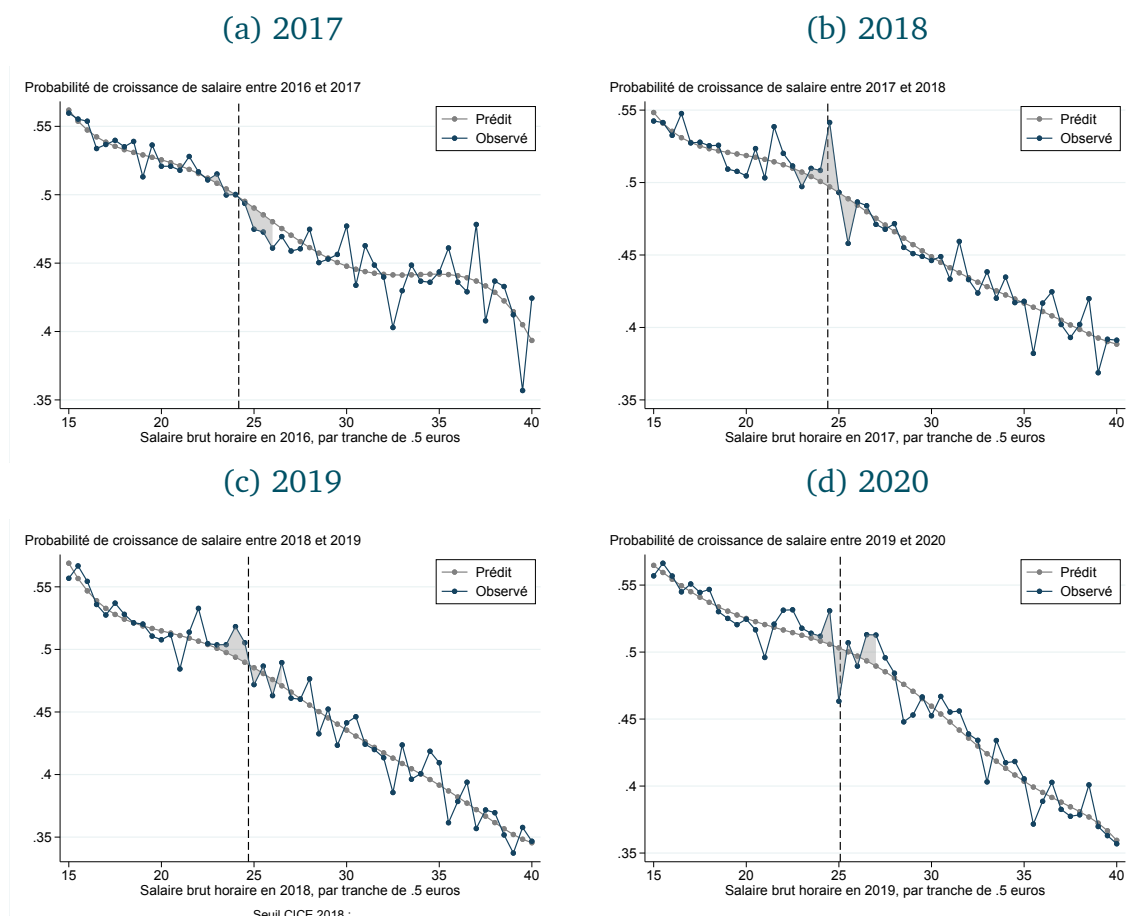
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.13 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec 5 à 25 salariés, salariés à 1 820 heures



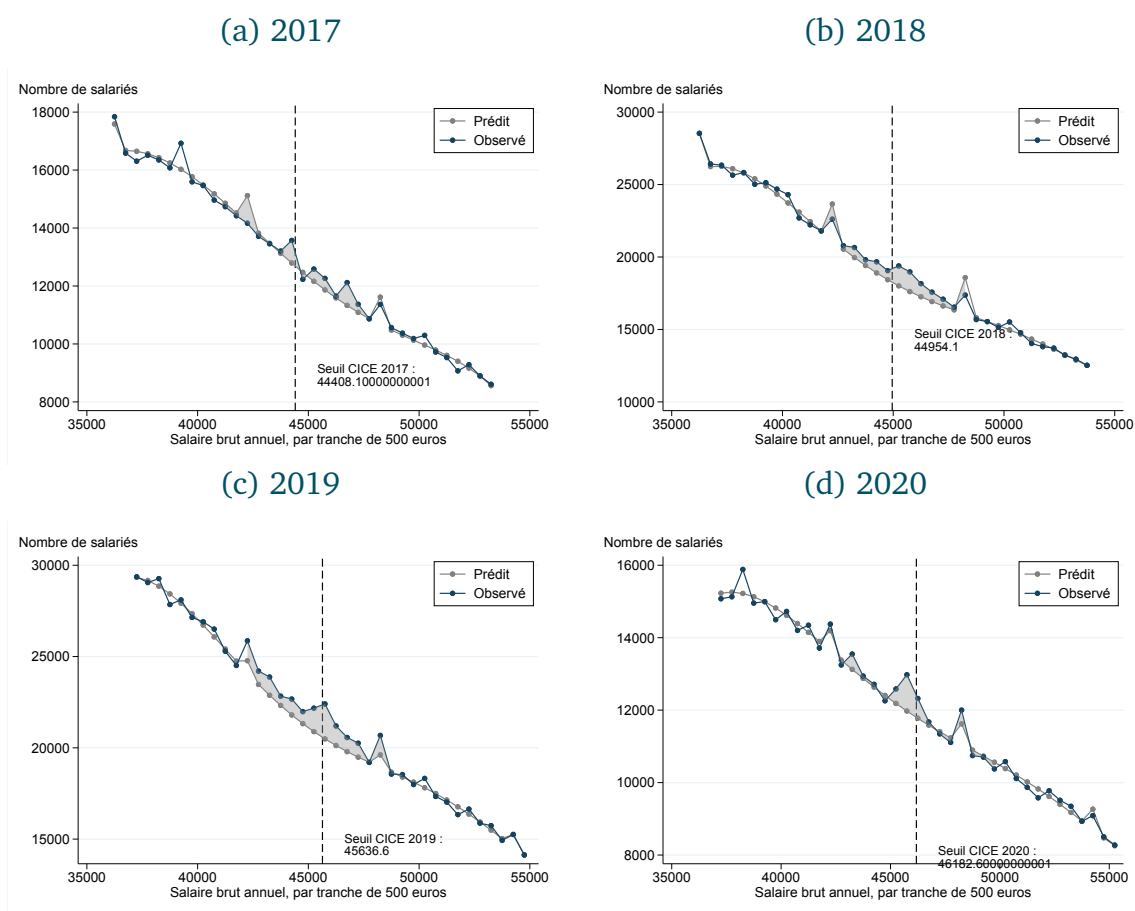
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.14 – Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de moins de 5 salariés, salariés présents dans l’entreprise l’année précédente



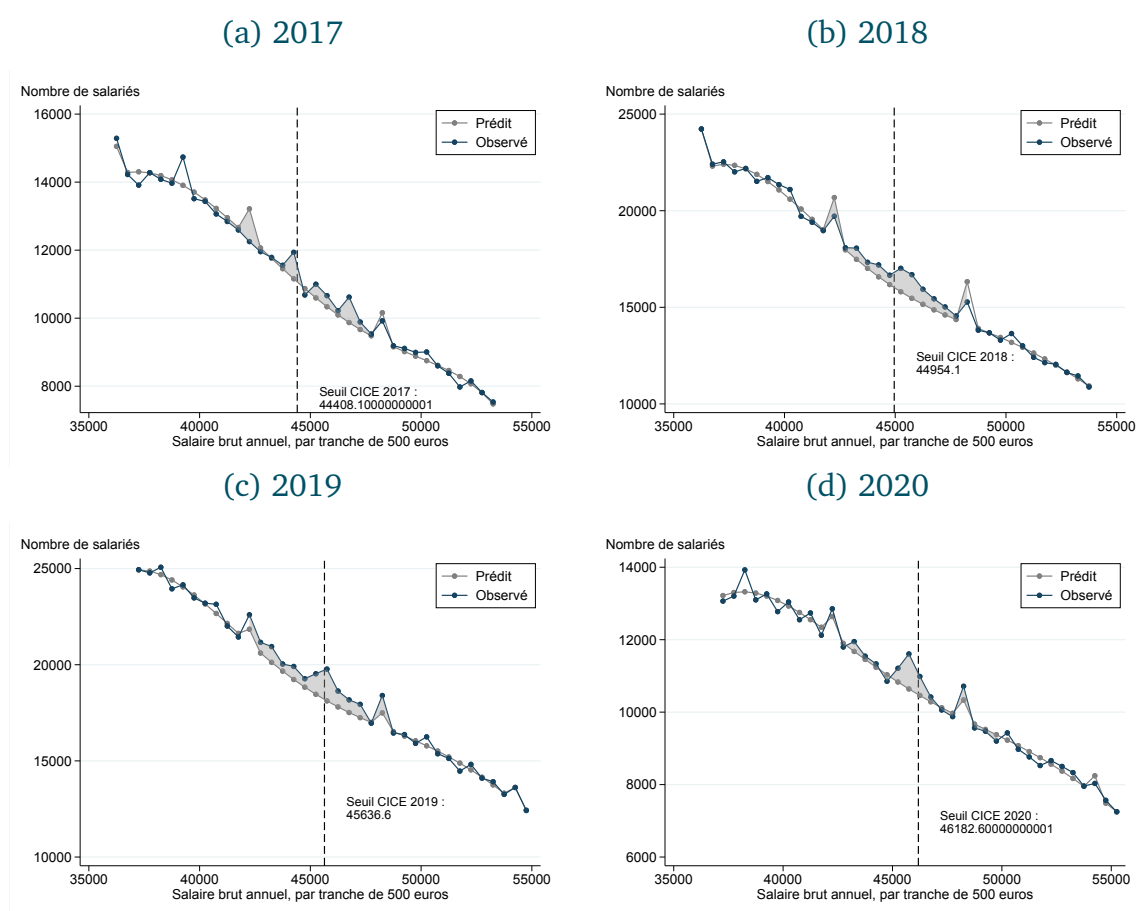
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.15 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 10 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures



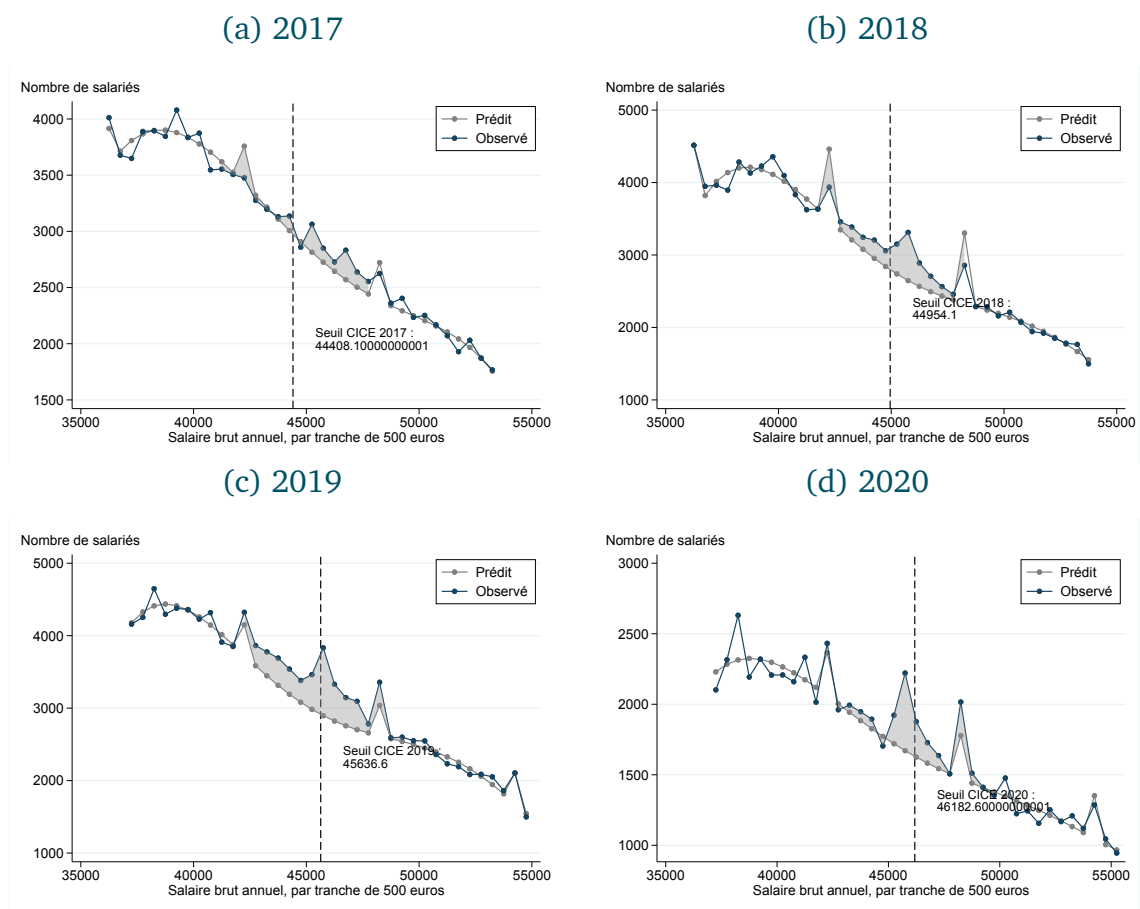
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.16 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 20 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures



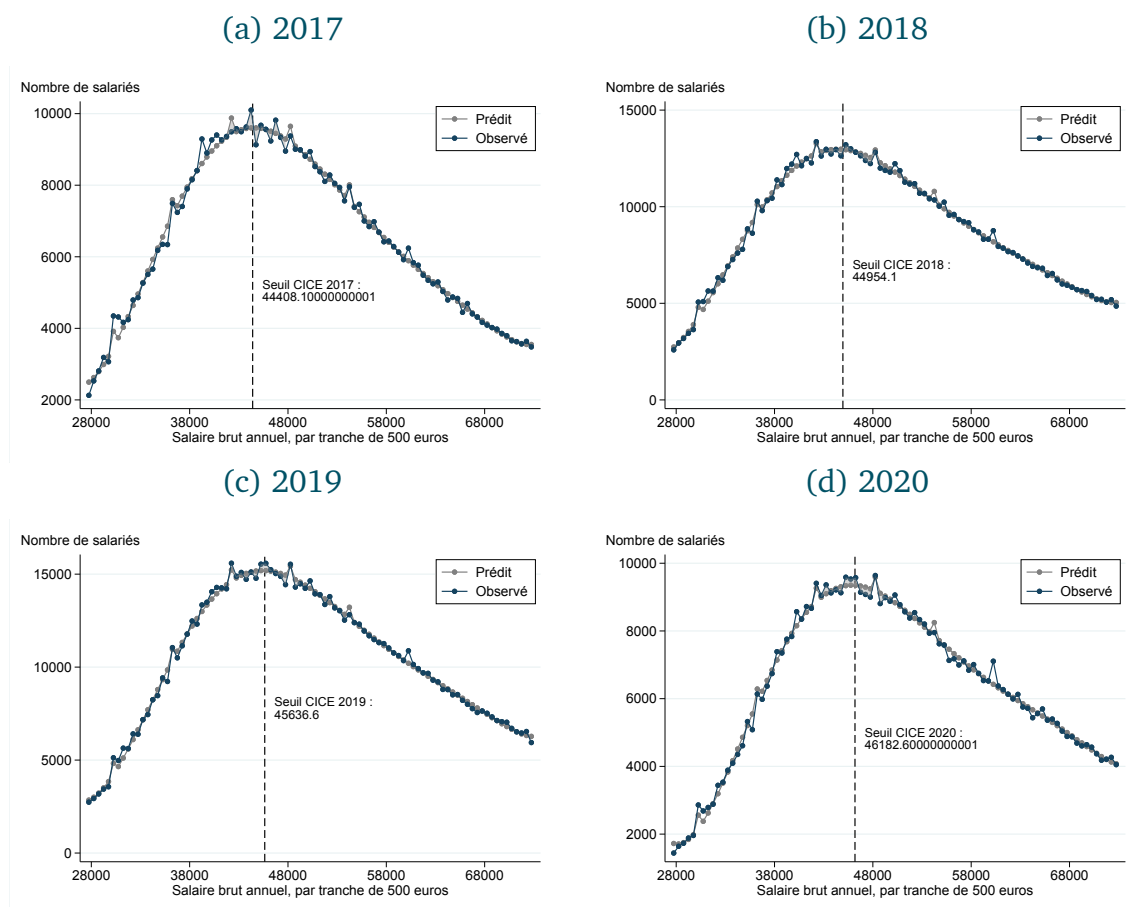
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.17 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 50 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures



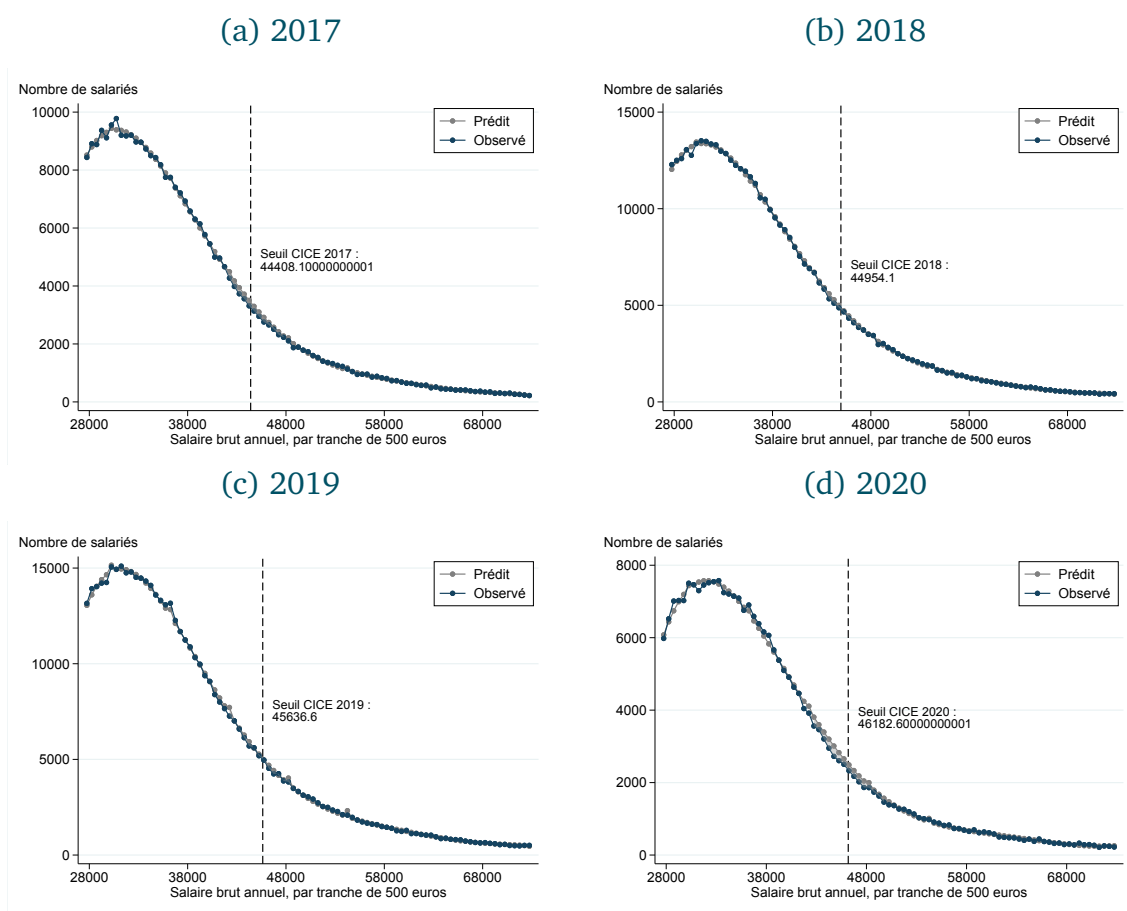
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.18 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures cadres et professions intellectuelles supérieures (PCS 3)



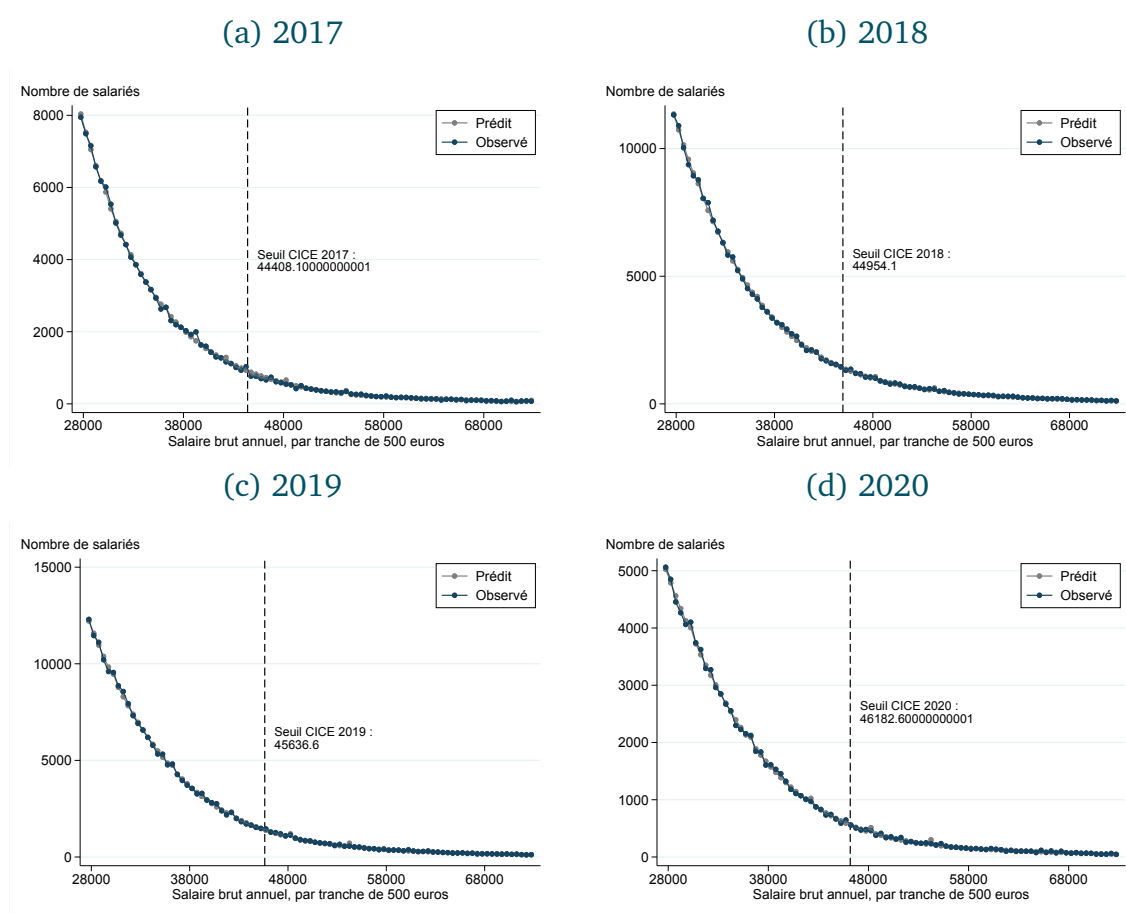
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.19 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures professions intermédiaires (PCS 4)



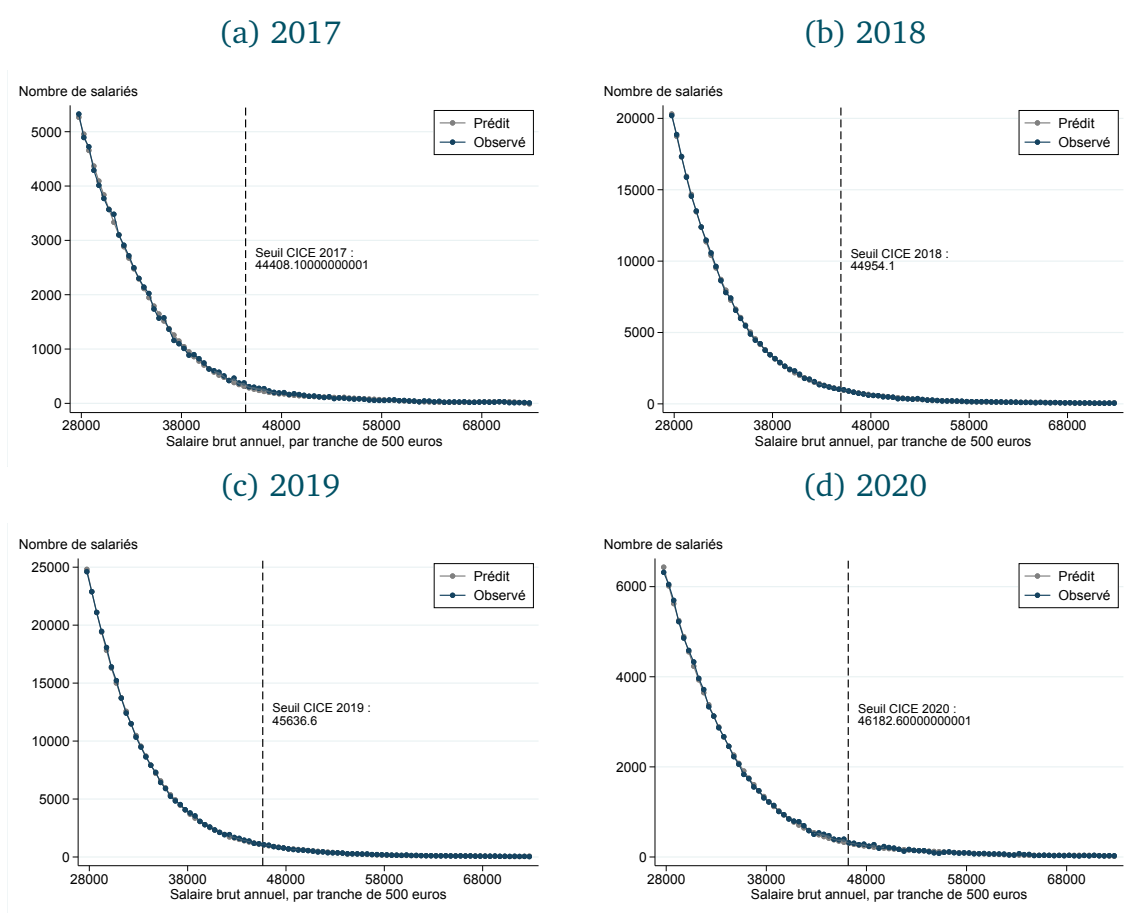
SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.20 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures employés (PCS 5)



SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

FIGURE 3.21 – Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures ouvriers (PCS 6)



SOURCES : Base tous salariés (Insee), 2017–2020.

CHAPITRE 4

ANALYSE D'IMPACT PAR DOUBLE

DIFFÉRENCE

Ce chapitre vise à déterminer si les entreprises les plus exposées à la conversion du CICE en allègement de cotisations sociales ont été affectées par la réforme. À cette fin, nous adoptons une approche qui examine si la relation entre l'exposition au CICE et l'évolution de plusieurs variables d'intérêt (emploi par exemple) a changé autour de la réforme.

4.1 Stratégie empirique

Notre approche repose sur la comparaison d'entreprises fortement et faiblement intensives en CICE avant et après la bascule. Nous cherchons en particulier à comprendre si la relation statistique entre exposition au CICE en $t - 1$ et croissance de l'entreprise entre $t - 1$ et t a changé à l'occasion de la bascule du CICE en allègements de cotisations.

On définit une variable indicatrice T_{it-1} égale à 1 si l'entreprise i est fortement exposée au CICE au cours de l'année $t - 1$. Une entreprise est considérée comment fortement exposée si la part de sa masse salariale éligible au CICE excède 60 %.

Notre spécification empirique s'écrit alors :

$$\Delta y_{it} = \sum_{d=2016}^{2019} \beta_d \times T_{id-1} \times \mathbb{1}\{d = t\} + \psi_{s(i),t} + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

où Δy_{it} représente la première différence de la variable y pour l'entreprise i entre t et $t - 1$. On note $\psi_{s(i),t}$ les effets fixe secteur \times année.

L'équation (4.1) implique que l'analyse est fondée sur la comparaison, avant et après la réforme de la bascule, du différentiel de croissance entre entreprises fortement et faiblement exposées au CICE.

Analyse sur un sous-ensemble d'entreprises dont la masse salariale est concentrée entre 2 et 3 Smic. On note $Part_{i,t-1}$ la part de la masse salariale perçue par des salariés dont le salaire horaire se situe entre 2 et 3 Smic. Nous menons une analyse sur un sous-échantillon des entreprises en fonction de cette $Part_{i,t-1}$. En particulier, nous considérons un sous-échantillon des entreprises ayant au moins 50 % de leur salariés entre 2 et 3 Smic ($Part_{i,t-1} \geq 50 \%$).

Cette restriction permet de considérer des entreprises proches en termes de distribution salariale, tout en conservant une plus grande variation à l'intensité du CICE. Cela permet d'augmenter l'amplitude de la différence d'exposition à la réforme. Cette restriction permet également d'éviter d'effectuer des comparaisons entre des entreprises ayant uniquement des salariés au Smic et des entreprises employant majoritairement des cadres. L'idée est ainsi d'exploiter la variation dans l'intensité de l'exposition au CICE qui est principalement déterminée par la discontinuité autour de 2,5 Smic.

Définition de l'échantillon. Nous nous concentrons sur les entreprises appartenant au secteur privé ($domemp1=9$) à $t - 1$, présentes dans les BRC à la date t et $t - 1$ et dans les DADS à $t - 1$, et ayant 3 employés ou plus en moyenne entre 2017 et 2018.

4.2 Statistiques descriptives

Le tableau 4.1 présente des statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation en 2018, en comparant entreprises fortement et faiblement exposées au CICE.

Les entreprises faiblement exposées sont légèrement plus grandes en moyenne (23.5) que les entreprises plus fortement exposées (21). Cette différence de moyenne est tirée par le haut de la distribution dans la mesure où le quartile supérieure (p75) des entreprises fortement exposées est plus élevé que celui des entreprises faiblement exposées.

On remarque également que les entreprises faiblement exposées ont en moyenne un ratio de cotisations patronales sur masse salariale brute largement supérieur. Cette différence est vraisemblablement liée au fait que ces entreprises emploient en moyenne des salariés mieux payés, moins susceptibles de faire bénéficier l'entreprise des allègements généraux.

On constate des différences en termes de composition sectorielle des deux groupes d'entreprises. Ces différences motivent en partie l'inclusion d'effets fixes année \times secteur dans notre analyse empirique.

Le tableau 4.2 répète le même exercice en se concentrant sur l'échantillon restreint, c'est-à-dire l'échantillon parmi lesquelles les entreprises ont plus de 50 % de masse salariale entre 2 et 3 Smic. Cette restriction implique une réduction drastique de la taille d'échantillon.

Dans les deux tableaux de statistiques descriptives, on constate un écart marqué entre l'emploi moyen et l'emploi au 31 décembre. L'emploi moyen est en moyenne beaucoup plus faible que l'emploi au 31 décembre. Bien que ces deux variables soient différentes en niveau, elles sont corrélées à 99 % sur la période 2016-2019. Dès lors, en dépit des différences moyenne, les deux variables classent les employeurs de la même façon ce qui est le plus important du point de vue de l'estimation. Ces deux variables proviennent des BRC qui avaient l'avantage d'être

TABLEAU 4.1 – Statistiques descriptives : entreprises plus ou moins fortement exposées au CICE et à sa bascule

	(1) Forte exposition			(2) Faible exposition		
	Moyenne	Médiane	p75	Moyenne	Médiane	p75
Emploi						
Emploi (31 déc.)	20.88	5	11	23.52	3	8
Emploi moyen	5.969	1.595	3.500	7.714	1.250	3.125
Masse salariale	549311.6	122963	288685	1153701.7	118231	366552
Coût du travail						
CP / W	0.114	0.132	0.231	0.207	0.257	0.296
Δ CP / W	-0.0688	-0.0743	-0.0399	-0.0512	-0.0382	-0.00146
Evolution emploi						
Δ ln L moyen 18-19	-0.0386	0	0.0886	-0.0407	0	0.0843
Δ ln L 31 déc. 18-19	-0.00741	0	0.105	-0.00733	0	0.0741
Δ ln L moyen 17-18	0.00520	0	0.114	-0.0296	0	0.101
Δ ln L moyen 16-17	0.0617	0.0114	0.143	0.0462	0	0.138
Secteur						
Industrie	0.118	-	-	.0840	-	-
Construction	0.162	-	-	0.126	-	0
Distribution	0.259	-	-	0.240	-	0
Transport	0.0427	-	-	0.0252	-	0
Rest./Hôtel	0.155	-	-	0.0697	-	0
Services	0.131	-	-	0.270	-	1
Autre secteur	0.133	-	-	0.185	-	0
Observations	427 273			176 379		

Notes : Ce tableau présente la distribution (moyenne, médiane, p75) de plusieurs variable selon l'exposition des entreprises au CICE. Une entreprise est définie comme fortement exposée si la part de sa masse salariale éligible au CICE excède 60 % et faiblement exposée dans le cas contraire.

disponibles plus rapidement que les données issues des DADS/DSN qui sont habituellement utilisées pour ce genre de travaux.

Les deux variables issues des BRC ont une corrélation similaire à leur équivalent dans les DADS/DSN : 0.90 pour l'emploi moyen et 0.94 pour l'emploi au 31 décembre. Cette comparaison nous assure de la qualité des données utilisées en dépit de moyennes très différentes. Si on s'intéresse maintenant au taux de croissance de l'emploi (qui est plus directement lié à notre estimation), on constate que le taux de croissance de l'emploi moyen dans les BRC n'est corrélé qu'à 50 % à la même variable dans les DADS là où le taux de croissance de l'emploi au 31 décembre est corrélé à 69 %. La mesure de l'emploi au 31 décembre semble donc plus fiable de ce point de vue. Quoi qu'il en soit, nous verrons dans la section suivante qu'en

TABEAU 4.2 – Statistiques descriptives : entreprises plus ou moins fortement exposées au CICE et à sa bascule parmi les entreprises avec une forte proportion de masse salariale entre 2 et 3 Smic

	(1) Forte exposition			(2) Faible exposition		
	Moyenne	Médiane	p75	Moyenne	Médiane	p75
Emploi						
Emploi (31 déc.)	10.65	4	7	17.69	3	6
Emploi moyen	3.228	1.250	2.345	5.463	1.095	2.313
Masse salariale	364066.0	121587	225424	824736.4	119276	268679
Coût du travail						
CP / W	0.241	0.269	0.301	0.251	0.279	0.301
Δ CS / W	-0.0893	-0.0888	-0.0603	-0.0523	-0.0421	-0.0114
Evolution emploi						
Δ ln L moyen 18-19	-0.0288	0	0.0971	-0.0331	0	0.0892
Δ ln L 31 déc. 18-19	-0.00861	0	0.0953	-0.00658	0	0.0541
Δ ln L moyen 17-18	0.0297	0	0.138	0.00904	0	0.120
Δ ln L moyen 16-17	0.0845	0	0.174	0.0710	0	0.167
Secteur						
Industrie	0.0950	-	-	0.0740	-	-
Construction	0.0978	-	-	0.0944	-	-
Distribution	0.254	-	-	0.227	-	-
Transport	0.0208	-	-	0.0162	-	-
Rest./Hôtel	0.0298	-	-	0.0169	-	-
Services	0.337	-	-	0.379	-	-
Autre secteur	0.166	-	-	0.192	-	-
Observations	18 817			26 455		

Notes : Ce tableau présente la distribution (moyenne, médiane, p75) de plusieurs variable selon l'exposition des entreprises au CICE. Une entreprise est définie comme fortement exposée si la part de sa masse salariale éligible au CICE excède 60 % et faiblement exposée dans le cas contraire. L'échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

dépît des différences de moyennes, les deux variables aboutissent à des constats similaires concernant l'évolution des dynamiques d'emploi autour de la bascule.

De plus nous complétons cette estimation en ajoutant une estimation sur la base des DADS/DSN. Les résultats sont très proches de ceux obtenus sur la base de l'emploi moyen (voir Figure 4.5).

4.3 Résultats principaux

4.3.1 Première étape

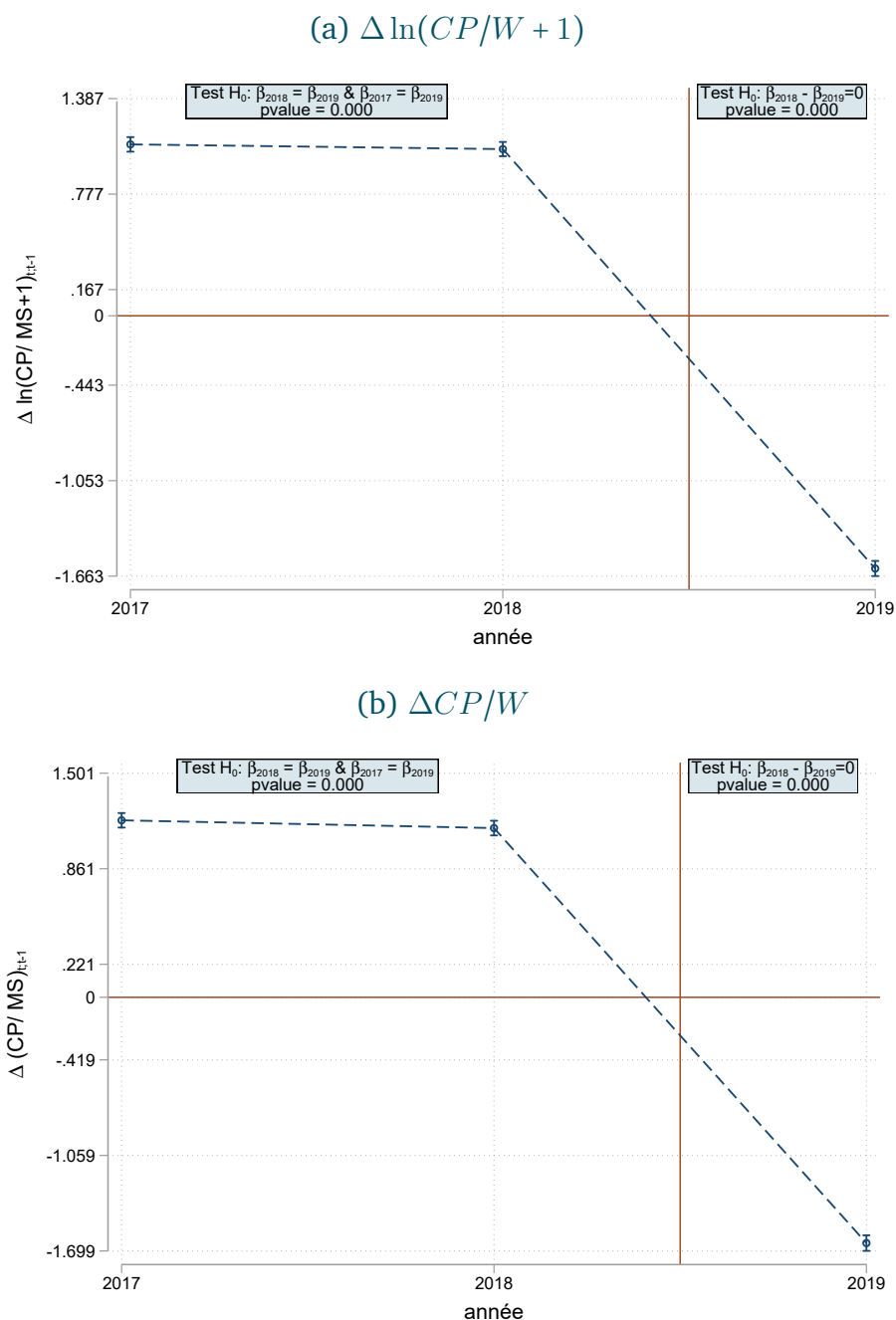
Les figures 4.1 et 4.2 présentent une estimation de première étape pour l'échantillon complet et l'échantillon restreint, respectivement. La variable dépendante est le ratio des cotisations patronales déclarées dans les fichiers BRC rapportées à la masse salariale brute. La bascule du CICE a précisément consisté en une conversion d'un crédit d'impôt (sans incidence sur les cotisations patronales) en une baisse de cotisations salariales. On s'attend donc sur la base de l'équation 4.1 à ce que l'exposition au CICE en 2018 prédise négativement l'évolution de ce ratio entre 2018 et 2019. Avant la bascule, il n'existe pas de relation entre les deux variables. Cependant, dans la mesure où une exposition forte au CICE est potentiellement corrélée avec, par exemple, des changements dans la composition de la main d'oeuvre (que cette corrélation reflète en partie ou non une relation causale), il est possible que cette relation ne soit pas nulle pré-réforme. Dès lors, nous testons explicitement l'hypothèse d'égalité des coefficients entre 2019 et 2018. Ce test est ainsi informatif quant aux effets de la réforme sur la relation entre exposition au CICE et l'évolution des variables d'intérêt.

La figure 4.1 montre les résultats pour l'ensemble de l'échantillon. On voit une association positive entre forte exposition et hausse du ratio avant la bascule, et une relation clairement négative ensuite. Les deux panels correspondent à deux formes fonctionnelles légèrement différentes, $\Delta \ln(CP/W + 1)$ et $\Delta CP/W$, l'avantage de la première étant d'être moins sensible à de potentielles valeurs extrêmes. Pour les deux panels, le coefficient estimé en 2019 est significativement différent des coefficients estimés en 2018 ou en 2017.

La figure 4.2 présente le résultat pour l'échantillon restreint (plus de 50%). On constate ici que le taux de croissance est largement comparable entre entreprises fortement et faiblement exposées avant la réforme, et diverge fortement ensuite. Au sein de l'échantillon restreint, les tendances sont donc plus comparables pré-

réforme entre entreprises fortement et faiblement exposées. On constate de plus qu'en dépit de la plus petite taille de l'échantillon, nous sommes en mesure d'estimer une relation de première étape très précise.

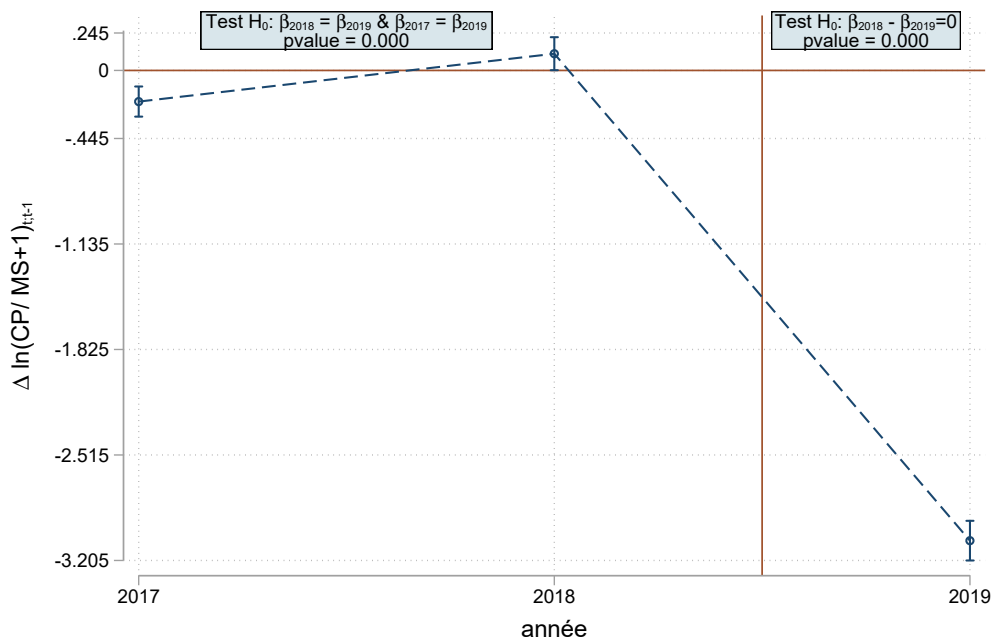
FIGURE 4.1 – Première étape sur l'ensemble de l'échantillon



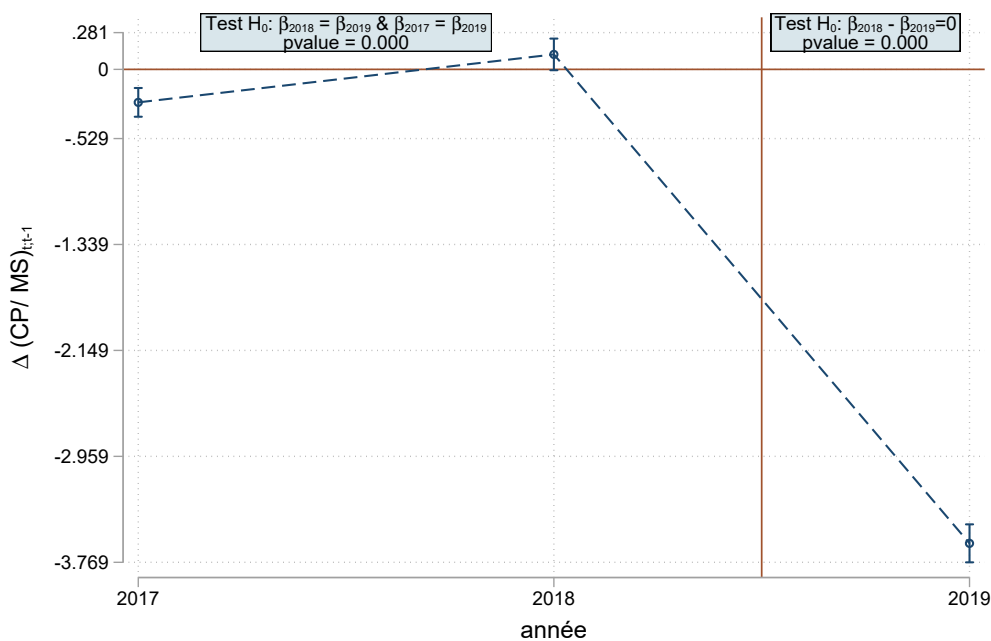
Notes : Cette figure présente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % associés issus de l'estimation de l'équation 4.1. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les coefficients et intervalles ont été multipliés par 100. Les contrôles inclus sont des effets fixes secteur \times année au niveau A88.

FIGURE 4.2 – Première étape sur échantillon restreint

(a) Variation de $\ln(\text{CS}/\text{W}+1)$



(b) Variation de CS/W



Notes : Cette figure présente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % associés issus de l'estimation de l'équation 4.1. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les coefficients et intervalles ont été multipliés par 100. Les contrôles inclus sont des effets fixes secteur \times année au niveau A88. L'échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

4.3.2 Emploi

Les figures 4.3 et 4.4 présentent les résultats sur l'emploi. Les panels (a) et (b) de chaque figure correspondent respectivement à l'emploi au 31 décembre et à l'emploi moyen au cours de l'année.

Concernant l'échantillon complet, la figure 4.3 montre, dans les deux panels, une claire divergence entre les deux groupes d'entreprises avant la réforme. Les entreprises fortement exposées ont un taux de croissance plus faible. L'écart se réduit entre 2017 et 2018 et cette réduction se poursuit en 2019. Compte tenu des taux de croissance divergents pré-réforme, il est délicat d'inférer un effet ou bien une absence d'effet de la bascule à partir de cet échantillon – bien que statistiquement, l'écart de croissance a effectivement diminué significativement entre 2018 et 2019.

Notons également que l'écart de croissance de l'emploi entre entreprises fortement exposées et faiblement exposées préalablement à la bascule ne reflète pas nécessairement l'effet du CICE sur la dynamique de l'emploi dans la mesure où les entreprises plus ou moins affectées ne sont pas nécessairement comparables. L'idée de notre approche est que si ce biais est constant avant et après la bascule, alors l'évolution des coefficients avant et après la réforme permet de capturer l'effet de la bascule. Néanmoins on voit sur l'échantillon complet (Figure 4.3) que l'écart évolue au cours du temps avant la réforme, et dès lors sur cet échantillon il est difficile de conclure quoique ce soit de causal concernant les effets de la réforme (bascule) — mais également ceux du CICE. Dans l'échantillon restreint, on ne constate pas de différence significative en termes de croissance de l'emploi avant la réforme (Figure 4.4). Cela ne signifie pas que le CICE n'ait pas eu d'effet avant la réforme, mais simplement que les groupes très exposés et peu exposés au CICE avant la réforme parmi cet échantillon restreint suivaient des trajectoires parallèles en termes de croissance de l'emploi. On remarque également que les coefficients qui capturent la relation entre exposition au CICE et croissance de l'emploi ne sont pas significative-

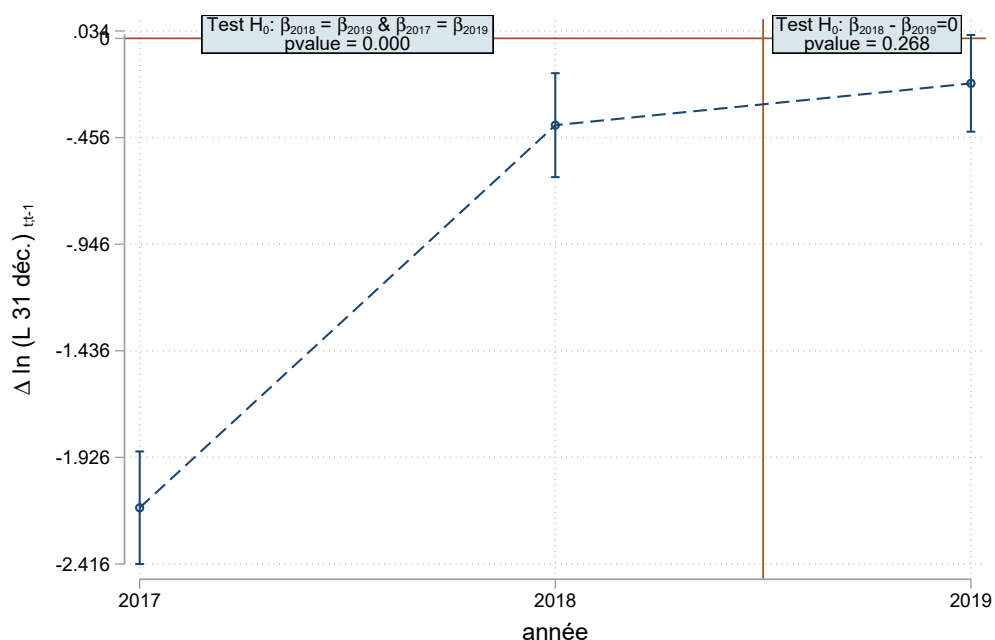
ment différents avant et après la réforme. Cette absence de différence significative implique que nous ne parvenons pas à rejeter l'hypothèse nulle que la bascule n'ait pas eu d'effet sur la croissance de l'emploi au sein de cette échantillon.

La figure 4.4 montre les résultats pour l'échantillon restreint. Dans le panel (a), on constate un écart entre les deux groupes d'entreprises en 2017 : les entreprises fortement exposées ont un taux de croissance inférieur d'environ 0,45 point de pourcentage. Cet écart se réduit en 2018 et retourne vers -0,40 point en 2019. Ce graphique montre donc des différences très limitées en termes de croissance pré-réforme et suggère une grande stabilité de ces différences autour de la réforme, ce qui est compatible avec une absence d'effet de la bascule. Statistiquement, pour aucune des deux variables, nous ne sommes en mesure de rejeter l'égalité des coefficients pré- et post-réforme.

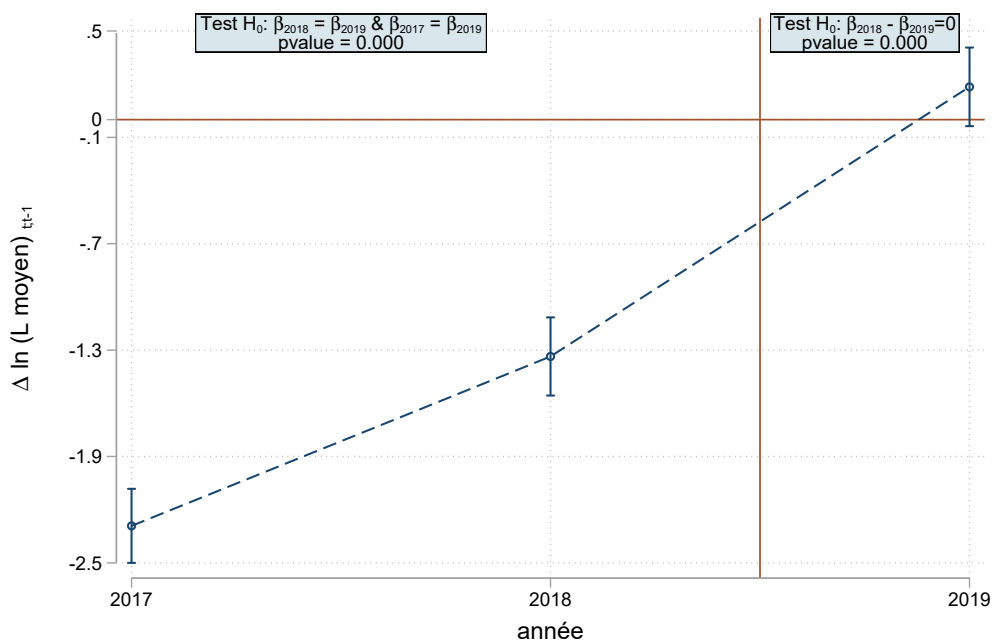
Figure 4.5 montre la même estimation (échantillon 50 %+) en utilisant les DADS postes pour construire l'emploi. On constate que selon cette mesure la croissance est légèrement plus élevée parmi les entreprises très exposées au CICE avant le CICE mais que cette relation n'évolue pas significativement autour de la bascule : la comparaison de 2019 et 2018 ne nous permet pas de rejeter l'égalité des coefficients.

FIGURE 4.3 – Effet sur l'emploi estimé sur l'échantillon complet

(a) Emploi au 31 décembre



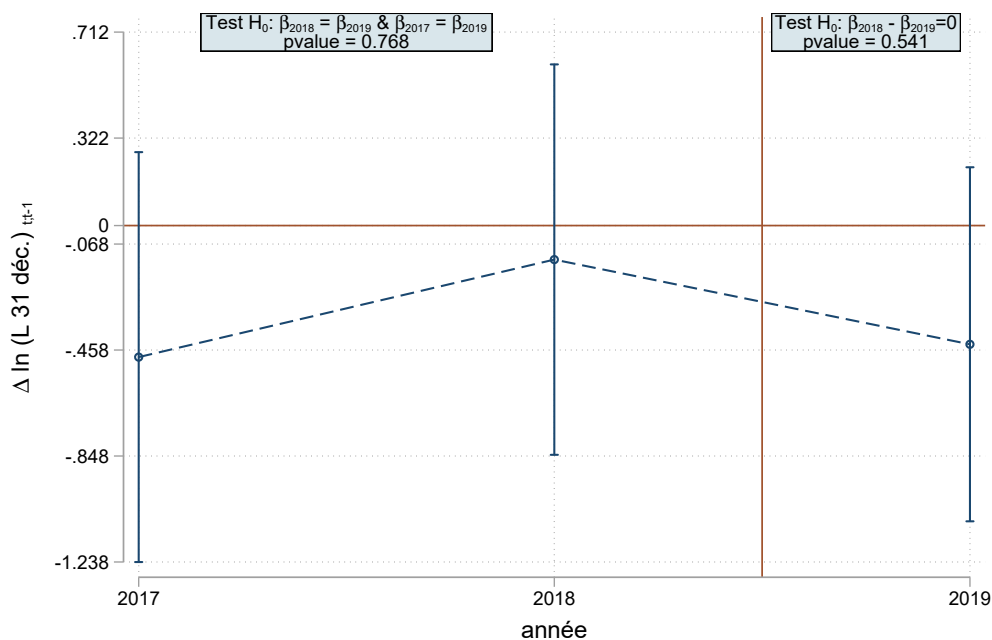
(b) Emploi moyen



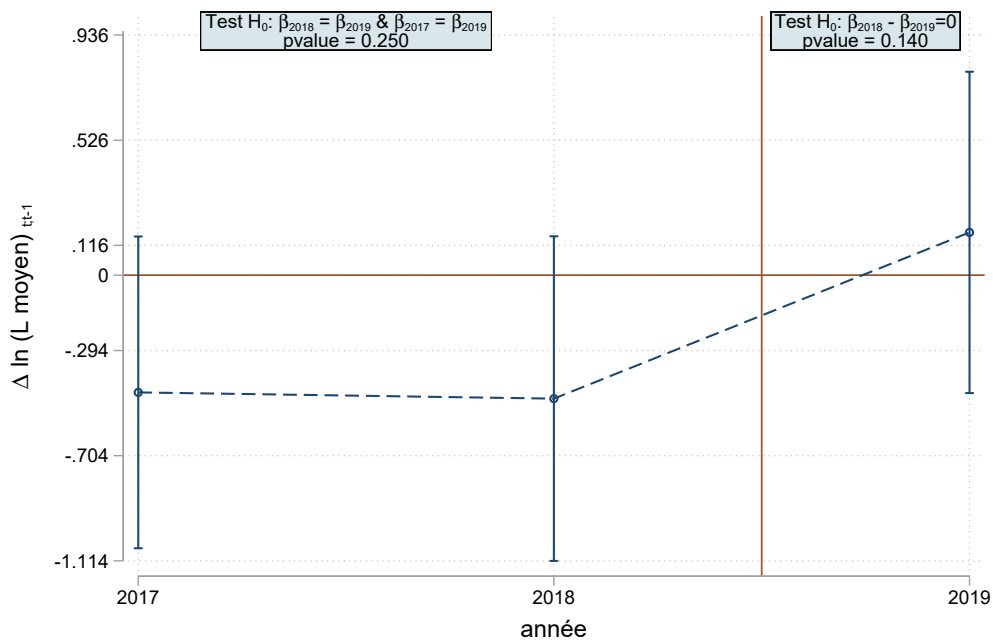
Notes : Cette figure présente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % associés issus de l'estimation de l'équation 4.1. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les coefficients et intervalles ont été multipliés par 100. Les contrôles inclus sont des effets fixes secteur × année au niveau A88.

FIGURE 4.4 – Effet sur l’emploi estimé sur l’échantillon restreint

(a) Emploi au 31 décembre

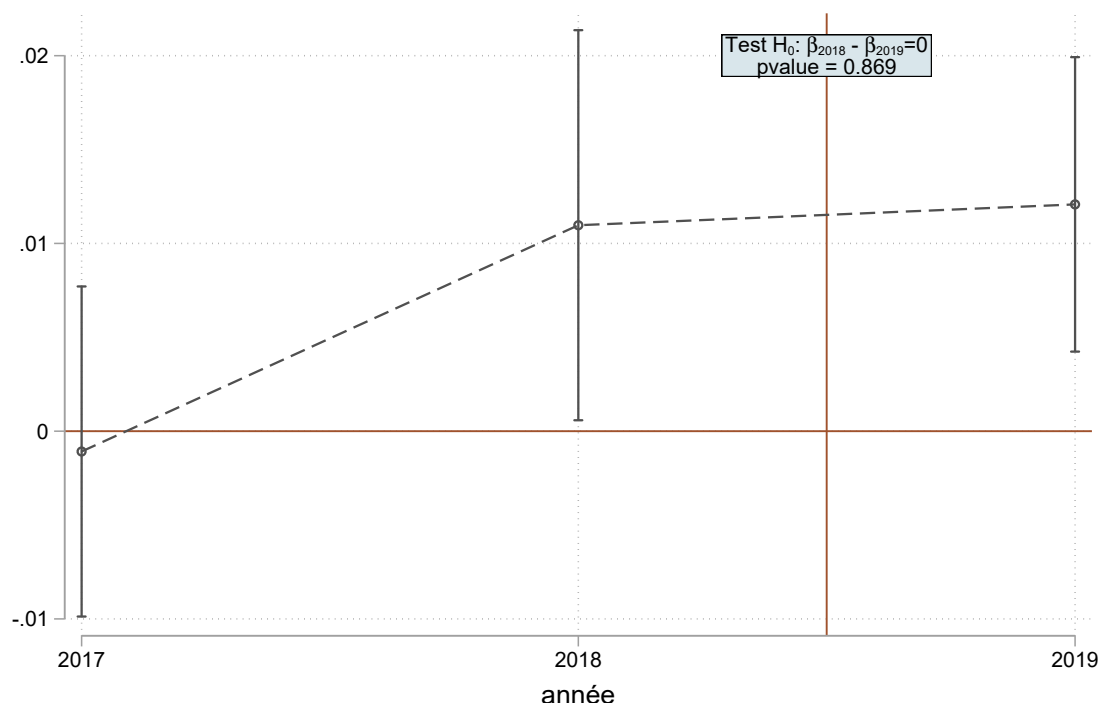


(b) Emploi moyen



Notes : Cette figure présente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % associés issus de l’estimation de l’équation 4.1. Les écarts-types sont groupés au niveau de l’entreprise. Les coefficients et intervalles ont été multipliés par 100. Les contrôles inclus sont des effets fixes secteur × année au niveau A88. L’échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

FIGURE 4.5 – Effet sur l'emploi estimé sur l'échantillon restreint : emploi moyen dans les DADS



Notes : Cette figure présente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % associés issus de l'estimation de l'équation 4.1. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les coefficients et intervalles ont été multipliés par 100. Les contrôles inclus sont des effets fixes secteur \times année au niveau A88. L'échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

4.3.3 Performances des entreprises : valeur ajoutée, ventes et exportations

Approche empirique. Nous nous intéressons à l'effet de la bascule sur la performance des entreprises à partir des données issues des données fiscales (BIC-RN, voir section 2.4). Nous incluons l'année 2020 dans notre analyse. Dans l'analyse précédente, l'attribution du statut de traitement varie d'année en année. Cette approche n'est pas adaptée afin de mesurer les effets de plus long terme de la réforme (à horizon de plus d'un an). Nous adoptons ici une approche classique en prenant l'exposition mesurée la dernière année pré-réforme, c'est-à-dire 2018.

On normalise les variables dépendantes par rapport à 2018.

Pour les variables non-négatives, nous utilisons la spécification suivante :

$$\frac{y_{it} - y_{i2018}}{y_{i2018}} = \alpha_t + \beta_t \text{Forte exposition}_{i2018} + \gamma_{s(i),t} X_{i2018} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

où $y_{i,t}$ représente une variable y à la période t pour l'entreprise i . On considère $t = 2019, 2020$ ainsi que $t = 2016$ comme test de pré-tendance commune.

Résultats. La table 4.3 présente les résultats pour l'échantillon complet, c'est-à-dire sans restriction sur la structure salariale des entreprises. Les colonnes (1) et (2) présentent les résultats pour 2019 sans et avec contrôles sectoriels respectivement. Les colonnes (3) et (4) montrent les mêmes résultats pour l'année 2020. Enfin, les colonnes (5) et (6) présentent les tests de pré-tendance en analysant la déviation relative des variables dépendantes entre 2016 et 2018 ($\frac{y_{i2016} - y_{i2018}}{y_{i2018}}$).

On constate d'emblée une évolution plus positive (+1 %) de la valeur ajoutée en 2019 parmi les entreprises très exposées à la réforme ainsi qu'une baisse du chiffre d'affaires (-1 %) – ce qui est compatible avec une hausse de la profitabilité. Ces tendances sont globalement robustes à l'inclusion d'effets fixes secteur. On remarque cependant qu'en 2020, à la fois la valeur ajoutée et le chiffre d'affaires baissent au sein du groupe très exposé par rapport à 2018 et au groupe peu traité. On constate enfin que les pré-tendances semblent diverger avant la réforme. Cette divergence est très marquée concernant le chiffre d'affaires – elle persiste notamment lorsque l'on contrôle des effets de composition sectorielle – et le coefficient négatif suggère que les entreprises très exposées étaient sur des tendances plus positives avant la réforme, entre 2016 et 2018.

Le tableau 4.4 présente les résultats de cette même estimation réalisée sur l'échantillon restreint des entreprises qui ont une masse salariale concentrée entre 2 et 3 Smic (voir 4.1). On constate d'emblée que les pré-tendances tendent à être

TABLEAU 4.3 – Effet de la bascule sur les ventes : échantillon complet

	2019		2020		2016 (placebo)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet sur la valeur ajoutée	0.0105*** (0.00238)	0.00880*** (0.00259)	-0.0247*** (0.00294)	0.00414 (0.00318)	0.0192*** (0.00342)	0.00708 (0.00376)
Effet sur exportations	-0.0375 (0.0236)	-0.00232 (0.0259)	-0.0428 (0.0295)	-0.0000361 (0.0318)	0.0573 (0.0371)	0.0934* (0.0405)
Effet sur chiffre d'affaires'	-0.0108*** (0.00144)	-0.00327* (0.00154)	-0.0402*** (0.00198)	-0.00849*** (0.00212)	-0.0525*** (0.00211)	-0.0425*** (0.00228)
Contrôles Secteur		√		√		√
Observations	471671	471670	457522	457521	437035	437034

Notes : Cette table présente les coefficients issus de l'estimation de l'équation 4.2. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les contrôles sectoriels sont des effets fixes secteur au niveau A88.

plus comparables entre entreprises très et peu exposées même si les entreprises très exposées demeurent sur un sentier de croissance du chiffre d'affaires plus marquée. Concernant 2019, on voit un effet positif sur la valeur ajoutée mais cet effet est peu précisément estimé. Cet effet disparaît en 2020. Globalement, les trajectoires de croissance des deux groupes entre 2018 et 2020 apparaissent statistiquement indistinguables et économiquement très proches – notamment concernant la valeur ajoutée et le chiffre d'affaires – et ce, y compris après la réforme.

TABLEAU 4.4 – Effet de la bascule sur les ventes : échantillon restreint

	2019		2020		2016 (placebo)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet sur la valeur ajoutée	0.0153* (0.00720)	0.0148* (0.00735)	0.00574 (0.00884)	0.00933 (0.00896)	0.00604 (0.0104)	0.000450 (0.0106)
Effet sur exportations	0.0735 (0.0708)	0.0917 (0.0733)	0.0743 (0.0897)	0.1000 (0.0930)	0.194 (0.113)	0.204 (0.116)
Effet sur chiffre d'affaires'	0.00159 (0.00436)	0.00531 (0.00442)	-0.00460 (0.00600)	0.00431 (0.00606)	-0.0286*** (0.00655)	-0.0223*** (0.00664)
Contrôles Secteur		√		√		√
Observations	47404	47401	45845	45843	44004	44002

Notes : Cette table présente les coefficients issus de l'estimation de l'équation 4.2. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les contrôles sectoriels sont des effets fixes secteur au niveau A88. L'échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

4.3.4 Performance des entreprises : investissement

On s'intéresse désormais à l'investissement. Nous calculons l'investissement brut total (non-financier) et décomposons cet investissement en une composante corporelle et une composante incorporelle. L'investissement est parfois nul, il peut donc être statistiquement nuisible de normaliser par l'investissement en 2018. On rapporte donc l'investissement à la valeur totale du bilan de l'entreprise en 2018. La variable dépendante est donc définie de la façon suivante : $\frac{I_{i,t} - I_{i,2018}}{A_{i,2018}}$.

On présente les résultats portant sur l'échantillon restreint dans la table 4.6 et ceux portant sur l'échantillon entier dans la table 4.5. Le constat est globalement comparable à celui concernant les ventes. Sur l'échantillon complet, on observe une association négative entre exposition à la réforme et dynamique de l'investissement post-réforme. Néanmoins, on constate des pré-tendances largement différentes. Lorsque l'on se concentre sur l'échantillon restreint et que l'on effectue des comparaisons au sein des mêmes secteurs A88, on constate alors des différences très faibles et non significatives, que ce soit avant ou après la réforme.

TABLEAU 4.5 – Effet de la bascule sur l'investissement : échantillon entier

	2019		2020		2016 (placebo)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Investissement total	-0.00974*** (0.000433)	-0.00283*** (0.000484)	-0.00822*** (0.000433)	-0.000563 (0.000480)	0.00526*** (0.000429)	-0.00249*** (0.000480)
	2019		2020		2016 (placebo)	
Investissement corporel	-0.00454*** (0.000291)	-0.00181*** (0.000329)	-0.00327*** (0.000296)	-0.0000853 (0.000332)	0.00180*** (0.000291)	-0.00219*** (0.000328)
	2019		2020		2016 (placebo)	
Investissement incorporel	-0.00362*** (0.000190)	-0.000600** (0.000208)	-0.00335*** (0.000185)	-0.000345 (0.000202)	0.00259*** (0.000196)	-0.000340 (0.000216)
Contrôles Secteur		✓		✓		✓
Observations	473803	473802	459504	459503	438448	438447

Notes : Cette table présente les coefficients issus de l'estimation de l'équation 4.2. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les contrôles sectoriels sont des effets fixes secteur au niveau A88.

TABLEAU 4.6 – Effet de la bascule sur l'investissement : échantillon restreint

	2019		2020		2016 (placebo)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Investissement total	-0.00332** (0.00120)	-0.00144 (0.00122)	-0.00156 (0.00120)	0.000879 (0.00123)	0.00192 (0.00123)	-0.00118 (0.00124)
	2019		2020		2016 (placebo)	
Investissement corporel	-0.00111 (0.000782)	-0.000921 (0.000804)	0.000491 (0.000791)	0.000840 (0.000810)	-0.000591 (0.000803)	-0.00168* (0.000820)
	2019		2020		2016 (placebo)	
Investissement incorporel	-0.00191*** (0.000560)	-0.000619 (0.000565)	-0.00168** (0.000553)	-0.000229 (0.000560)	0.00216*** (0.000595)	0.000532 (0.000597)
Contrôles Secteur		✓		✓		✓
Observations	47899	47896	46309	46307	44389	44387

Notes : Cette table présente les coefficients issus de l'estimation de l'équation 4.2. Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les contrôles sectoriels sont des effets fixes secteur au niveau A88. L'échantillon est restreint aux entreprises dont plus de 50 % de la masse salariale se situe entre 2 et 3 Smics.

4.4 Analyse comptable des effets de la bascule

L'approche au niveau entreprise a jusqu'à présent analysé des variables réelles de performance (emploi, valeur ajoutée etc.) sans être en mesure d'isoler statistiquement de réaction significative des variables d'intérêt qui puissent plausiblement être attribuée à la réforme de la bascule du CICE.

La bascule a néanmoins représenté pour l'exercice 2019 un gain de trésorerie significatif puisqu'il a permis aux entreprises de verser moins de cotisations sociales au cours de l'année 2019 tout en payant moins d'IS au titre de 2018. Il est dès lors important, afin de comprendre les effets de la réforme, de suivre ce surplus de trésorerie dans le compte des entreprises.

Ce surplus de trésorerie peut se mesurer par la baisse de la créance au titre de l'IS que les entreprises détiennent vis-à-vis de l'État. À partir de 2013, le CICE constitue en fin d'exercice comptable t une créance au titre de l'IS que les entreprises toucheront pour la plupart en $t + 1$ lors du solde de l'IS. Bien entendu, en $t + 1$ les entreprises continuent de verser des cotisations sociales qui donnent droit au CICE et accumulent à nouveau une créance, si bien qu'à la fin de l'exercice $t + 1$ les entreprises conservent une créance au titre de l'IS vis-à-vis de l'État. Au cours de

l'exercice 2019, les entreprises bénéficient du crédit d'impôt au titre de 2018 lors du solde de l'IS et mais n'accumulent pas de créance au titre de l'IS puisqu'elles bénéficient désormais d'une baisse de charges. L'État se désendette vis-à-vis des entreprises ce qui se traduit par un surplus de trésorerie pour ces dernières.

La bascule mène donc à une baisse de la créance IS des entreprises qui se traduit par un effet positif sur la trésorerie des entreprises. En d'autres termes, la bascule est équivalente à la conversion d'un actif – une créance des entreprises sur l'État au titre de l'IS – en un autre actif plus liquide – les disponibilités supplémentaires liées aux flux de cotisations sociales non-versées au cours de l'année 2019.¹

Dans cette section, nous visons à déterminer quel usage a été fait de cette conversion. Nous confirmons dans un premier temps le lien entre exposition au CICE et intensité de la baisse des créances au titre de l'IS suite à la bascule. Dans un second temps, nous examinons si cette baisse des créances se traduit par une hausse d'autres types d'actifs : immobilisations corporelles, financières ou encore disponibilités. Cette analyse ne permet pas de mettre en avant d'effet de la bascule sur la hausse des immobilisations qu'elles soient financières, corporelles ou incorporelles. On retrouve en revanche une forte hausse des disponibilités (cash) définies comme largement comme la somme des disponibilités à proprement parler et des valeurs mobilières de placement détenues par l'entreprise.

Le résultat de nos estimations implique qu'une baisse d'1 euro des créances au titre de l'IS entre 2018 et 2019 se répercute à hauteur de 70 centimes dans des actifs liquides détenus au terme de l'exercice 2019.

1. La bascule n'est donc pas un transfert de l'État vers le bilan des entreprises : ce transfert a eu lieu en 2013 lors de la mise en place du CICE. La bascule s'apparente à la conversion de ce transfert en partant d'un actif plutôt peu liquide (créance IS) en un actif liquide (versement de cotisations en moins, à fréquence mensuelle ou trimestrielle).

4.4.1 Approche empirique descriptive

Notre approche empirique est très proche de celle adoptée précédemment dans ce chapitre et présentée dans la section 4.1. Afin de mieux capter les implications quantitatives de la réforme sur les variables comptables nous adoptons une approche reposant sur une variable continue d’exposition au CICE. L’équation d’estimation principale s’écrit :

$$\frac{y_{it+1} - y_{it}}{A_{it}} = \alpha_t + \beta_t \text{Exposition}_{it} + \gamma_{s(i),t} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

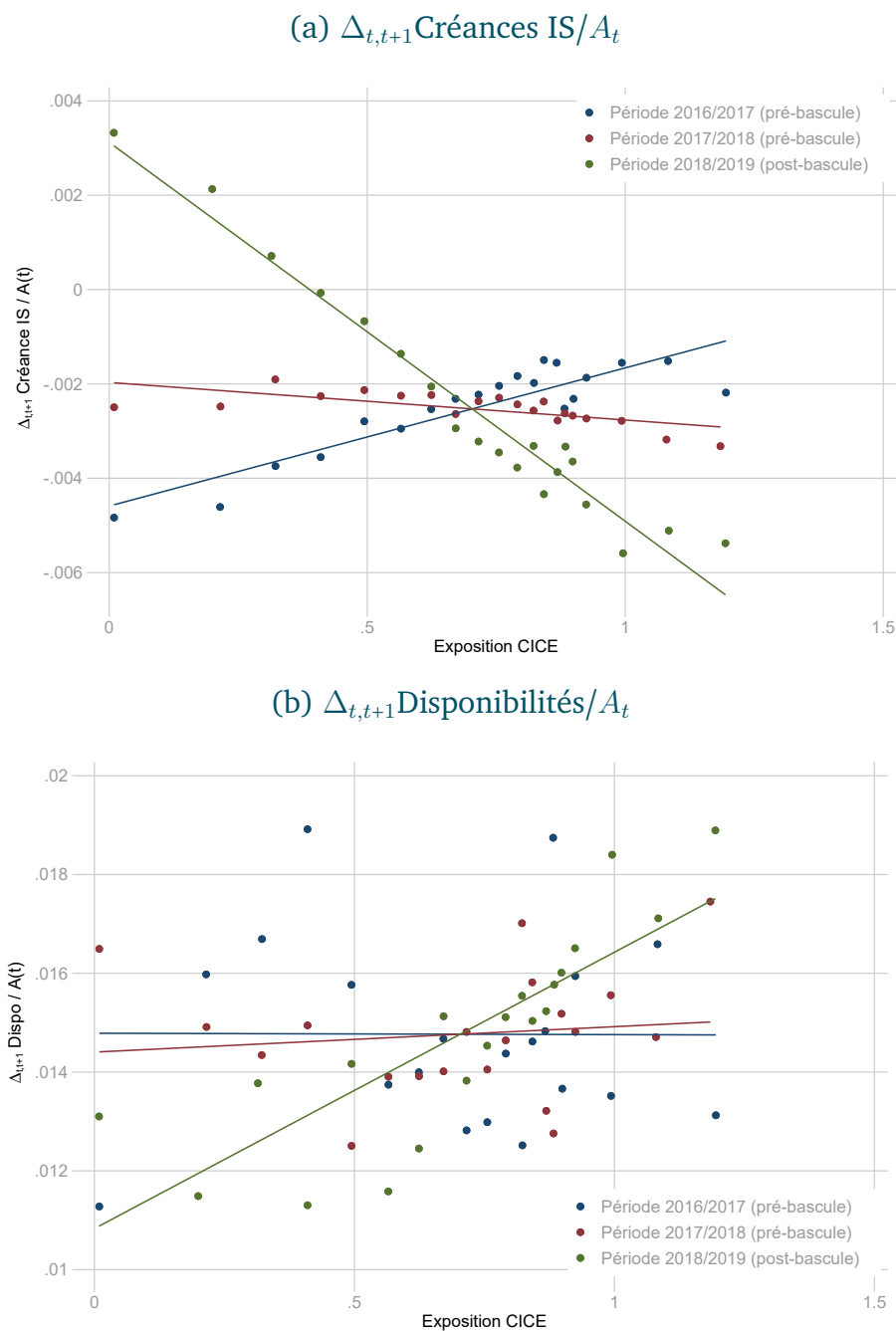
où $y_{i,t}$ représente une variable y à la période t pour l’entreprise i et où A_t représente la valeur du bilan à la fin de la période t . On considère $t = 2018$ ainsi que $t = 2016, 2017$ comme test de pré-tendance commune. Des effets fixes sectoriels $\gamma_{s(i),t}$ sont inclus dans chacune des spécifications.

Les variables dépendantes sont donc des premières différences exprimées en fraction du bilan de l’entreprise lors de la période initiale.

4.4.2 Résultats graphiques et de régressions

La figure 4.6 présente deux graphiques. Le premier panel (a) présente l’évolution des créances entre périodes t et $t + 1$ (pour les années $t + 1 = 2017, 2018, 2019$) vis-à-vis de l’exposition au CICE (mesurée par la part de la masse salariale éligible au CICE) pour l’année t . On constate que la relation est très plate pour les années 2017 et 2018 mais devient fortement négative pour l’année 2019. Ces résultats sont confirmés dans la table 4.7 dans la colonne (1). Cette colonne présente les coefficients de la régression linéaire multipliés par 100, si bien que les résultats peuvent s’interpréter comme l’effet marginal de l’exposition au CICE sur la créance IS en centimes par euros de bilan initial. On constate une relation positive et légèrement négative en 2017 et 2018 qui devient nettement négative sur la période 2019.

FIGURE 4.6 – Le lien entre exposition au CICE l'évolution des créances IS et des disponibilités, avant et après la bascule



Le second panel (b) présente une figure similaire appliquée aux évolutions des disponibilités détenues par les entreprises. On constate là encore une relation relativement plate pour les années pré-réforme et une relation nettement positive

en 2019. La colonne (2) du tableau 4.7 présente les coefficients associés aux graphiques de nuages de points groupés présentés dans Figure 4.6 panel (b). Le coefficient pour l'année 2019 est de 0,56, c'est-à-dire environ 70 % du coefficient sur les évolutions de la créance au titre de l'IS.

Cela suggère un taux de répercussion élevé des effets de la bascule sur la trésorerie directement dans les liquidités détenues par les entreprises. En moyenne, les entreprises semblent avoir donc avoir conservé une grande partie de l'effet trésorerie sous la forme de disponibilités. Nous confirmons ce constat en examinant d'autres postes des actifs des entreprises qui ne semblent pas avoir aussi nettement réagi à la bascule. En effet, les immobilisations corporelles (colonne (3)) et financières (colonne (4)) ne semblent pas avoir significativement réagi dans la mesure où les coefficients obtenus avant et après réforme ne sont pas nettement différents.

De façon générale, nos résultats sont compatibles avec l'idée que les entreprises aient en moyenne préféré conservé des actifs liquides en réaction à la bascule plutôt que l'investir dans des projets de plus long terme. La bascule semble donc s'être principalement traduite par la conversion des créances au titre de l'IS initialement détenues par les entreprises en des actifs plus liquides, sans que cette conversion n'ait significativement affecté le comportement des entreprises touchées. Bien entendu, la hausse de détention de disponibilités a potentiellement permis aux entreprises de renforcer leur résilience des entreprises à plus long terme².

2. Il est important de noter que les comparaisons que nous effectuons captent l'effet de la bascule par rapport à un scénario où le CICE aurait été maintenu en l'état. Elles ne nous informent donc pas sur la différence entre la bascule et un scénario où la conversion du CICE aurait été opérée en neutralisant son effet sur la trésorerie en 2019 (par exemple en annulant le CICE au titre de 2018).

TABLEAU 4.7 – Régression linéaire en première différence

Année	(1) $\Delta_{t,t+1}$ Créances IS	(2) $\Delta_{t,t+1}$ Dispo	(3) $\Delta_{t,t+1}$ Immo Corp	(4) $\Delta_{t,t+1}$ Immo Fin
2019-18	-0.80317*** (0.01126)	0.55955*** (0.09497)	0.21727*** (0.03788)	-0.17911*** (0.01855)
2018-17	-0.07962*** (0.01078)	0.05149 (0.09350)	0.38508*** (0.03833)	-0.18735*** (0.01855)
2017-16	0.29291*** (0.01080)	-0.00284 (0.09564)	0.60311*** (0.03978)	-0.16618*** (0.01938)
FE secteur	✓	✓	✓	✓

Notes : Cette table présente les coefficients issus de l'estimation de l'équation (4.3). Les écarts-types sont groupés au niveau de l'entreprise. Les contrôles sectoriels sont des effets fixes au niveau A88.

CONCLUSION

Ce rapport propose une première évaluation sur données individuelles des effets de la transformation du CICE en allègement de cotisations employeurs. Deux approches empiriques sont mobilisées.

La première exploite les données individuelles au niveau salarié pour tester si le changement du dispositif, par la lisibilité accrue qu'il apporte, induit un changement de comportement sur les rémunérations autour du seuil de 2,5 Smic. De façon générale, nous ne mettons pas en évidence de changements forts de comportements de l'ensemble des entreprises suite à la bascule du CICE en réduction de cotisations employeurs. Nous détectons, sur l'année 2020, des points de masse d'ampleur limitée au niveau du seuil, et une réduction de la probabilité d'augmentations salariales en dessous du seuil. Ces effets sont faibles et leur interprétation n'est pas univoque. Une interprétation possible est que, bien que faibles, ces effets traduisent une meilleure lisibilité du seuil, dont on peut s'attendre qu'elle croisse graduellement avec le temps. Cette interprétation apparaît renforcée par les analyses menées sur les entreprises dont une part importante de la main d'œuvre est rémunérée autour du seuil de 2,5 Smic. On peut s'attendre à ce qu'un effet de « saillance » accrue du seuil du fait de la réforme soit plus marqué sur cet échantillon d'entreprises, qui seraient potentiellement plus réactives aux effets du seuil puisque une politique de rémunérations sous-optimale entraîne pour celles-ci des coûts particulièrement importants. On trouve en effet que ces entreprises semblaient déjà réagir légèrement au seuil avant la réforme, et qu'elles réagissent davantage, et plus précisément, en

2020. Nous restons néanmoins prudents sur l'interprétation de ces résultats, étant donné que nous ne disposons que de deux ans d'analyse après la mise en place de la bascule. Lorsque les données seront disponibles, des analyses sur les années suivantes seront nécessaires pour confirmer ou infirmer l'hypothèse selon laquelle la transformation du CICE en allègement de cotisation aurait rendu le seuil plus saillant pour les employeurs.

La seconde approche repose sur la comparaison, au niveau entreprise, des entreprises plus fortement bénéficiaires du CICE, et donc de la bascule, à des entreprises moins bénéficiaires du dispositif (employant moins de salariés en-dessous du seuil de 2,5 Smic). Nous mettons en évidence un effet fort de première étape sur la baisse du coût du travail tel que mesuré par les cotisations sociales versées à l'Acoss, mais aucun effet n'est détecté sur les variables d'emploi, ni de valeur ajoutée, de chiffre d'affaires ou d'investissements, pour les années 2019 et 2020. Par contre, nous obtenons des effets significatifs de la réforme sur les actifs liquides au bilan des entreprises, suggérant que la réforme a bien entraîné un surcroît de trésorerie pour les entreprises affectées.

Au total, les résultats de l'étude ne permettent pas de mettre en évidence un effet notable de la transformation du CICE en baisse de charge sur les comportements des entreprises. La réforme a essentiellement consisté à transformer la créance de l'Etat auprès des entreprises en des actifs plus liquides, l'année précédant le choc de la crise sanitaire.

RÉFÉRENCES

- Bastani, S. et Selin, H. (2014). Bunching and non-bunching at kink points of the Swedish tax schedule. *Journal of Public Economics*, 109, p. 36–49.
- Blomquist, S., Newey, W., Kumar, A., et Liang, C.-Y. (2021). On Bunching and Identification of the Taxable Income Elasticity. *Journal of Political Economy*, 129(8), p. 2320–2343.
- Bozio, A., Cottet, S., et Malgouyres, C. (2018). Quels effets attendre de la transformation du CICE en réductions de cotisations employeurs? *Notes de l'IPP*, (36).
- Cahuc, P., Carcillo, S., et Le Barbanchon, T. (2019). The effectiveness of hiring credits. *The Review of Economic Studies*, 86(2), p. 593–626.
- Carbonnier, C., Malgouyres, C., Py, L., et Urvoy, C. (2022). Who benefits from tax incentives? the heterogeneous wage incidence of a tax credit. *Journal of Public Economics*, 206, p. 104577.
- Chetty, R., Friedman, J. N., et Saez, E. (2013). Using Differences in Knowledge Across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings. *The American Economic Review*, 103(7), p. 2683–2721.
- Devereux, M. P., Liu, L., et Loretz, S. (2014). The Elasticity of Corporate Taxable Income : New Evidence from UK Tax Records. *American Economic Journal : Economic Policy*, 6(2), p. 19–53.

- Fack, G. et Landais, C. (2016). The effect of tax enforcement on tax elasticities : Evidence from charitable contributions in France. *Journal of Public Economics*, 133, p. 23–40.
- Harasztosi, P. et Lindner, A. (2019). Who pays for the minimum wage? *American Economic Review*, 109(8), p. 2693–2727.
- Kleven, H. J. (2016). Bunching. *Annual Review of Economics*, 8(1), p. 435–464.
- Kleven, H. J. et Waseem, M. (2013). Using Notches to Uncover Optimization Frictions and Structural Elasticities : Theory and Evidence from Pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), p. 669–723.
- le Maire, D. et Schjerning, B. (2013). Tax bunching, income shifting and self-employment. *Journal of Public Economics*, 107, p. 1–18.
- Powell, D. et others (2015). Do Payroll Taxes in the United States Create Bunching at Kink Points? *Michigan Retirement Research*.
- Saez, E. (2010). Do Taxpayers Bunch at Kink Points? *American Economic Journal : Economic Policy*, 2(3), p. 180–212.

LISTE DES TABLEAUX

3.1	Exemple d'optimisation sur deux années	27
3.2	Exemple d'optimisation avec le versement d'une prime	27
4.1	Statistiques descriptives : entreprises plus ou moins fortement exposées au CICE et à sa bascule	60
4.2	Statistiques descriptives : entreprises plus ou moins fortement exposées au CICE et à sa bascule parmi les entreprises avec une forte proportion de masse salariale entre 2 et 3 Smic	61
4.3	Effet de la bascule sur les ventes : échantillon complet	71
4.4	Effet de la bascule sur les ventes : échantillon restreint	71
4.5	Effet de la bascule sur l'investissement : échantillon entier	72
4.6	Effet de la bascule sur l'investissement : échantillon restreint	73
4.7	Régression linéaire en première différence	78

LISTE DES FIGURES

3.1	Taux moyen de cotisation net employeur autour du seuil de 2,5 Smic – 2016–2019	29
3.2	Taux moyen de cotisation net employeur autour du seuil de 2,5 Smic – Sous-échantillons	30
3.3	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures	38
3.4	Estimation du niveau de bunching du salaire horaire autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, tous salariés	39
3.5	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures non présents dans l’entreprise l’année précédente	40
3.6	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Salariés à 1 820 heures présents dans l’entreprise l’année précédente	41
3.7	Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures présents dans l’entreprise l’année précédente	42
3.8	Probabilité d’augmentation au niveau de salaire supérieur – Salariés présents dans l’entreprise l’année précédente	43

3.9	Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de plus de 500 salariés, salariés présents dans l’entreprise l’année précédente	44
3.10	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de moins de 5 salariés, salariés à 1 820 heures	45
3.11	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de moins de 5 salariés	46
3.12	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises à 1 seul salarié, salariés à 1 820 heures	47
3.13	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec 5 à 25 salariés, salariés à 1 820 heures	48
3.14	Distribution des augmentations de salaire autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises de moins de 5 salariés, salariés présents dans l’entreprise l’année précédente	49
3.15	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 10 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures	50
3.16	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 20 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures	51
3.17	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Entreprises avec au moins 50 % de la masse salariale entre 2 et 3 Smic, salariés à 1 820 heures	52
3.18	Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures cadres et professions intellectuelles supérieures (PCS 3)	53

3.19 Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures professions intermédiaires (PCS 4)	54
3.20 Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures employés (PCS 5)	55
3.21 Estimation du niveau de bunching autour du seuil de 2,5 Smic – Ensemble des entreprises, salariés à 1 820 heures ouvriers (PCS 6) .	56
4.1 Première étape sur l'ensemble de l'échantillon	63
4.2 Première étape sur échantillon restreint	64
4.3 Effet sur l'emploi estimé sur l'échantillon complet	67
4.4 Effet sur l'emploi estimé sur l'échantillon restreint	68
4.5 Effet sur l'emploi estimé sur l'échantillon restreint : emploi moyen dans les DADS	69
4.6 Le lien entre exposition au CICE l'évolution des créances IS et des disponibilités, avant et après la bascule	76



L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Économie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage académique mondial, la fondation décloisonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. www.parisschoolofeconomics.eu



Le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES) est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche. Au sein du GENES, le CREST est un centre de recherche interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales regroupant des chercheurs l'ENSAE Paris, de l'ENSAI, du département d'Économie de l'École polytechnique et du CNRS. <http://www.groupe-genes.fr/> – <http://crest.science>

