

• DOCUMENT D'ÉTUDES

JUILLET 2023
N°269

Estimation de l'effet d'aubaine des contrats aidés

Enseignements
d'une expérience quasi
naturelle en France

Damien Euzenat
Dares

Estimation de l'effet d'aubaine des contrats aidés : enseignements d'une expérience quasi naturelle en France

Damien EUZÉNAT¹

Résumé

La question des effets d'aubaine des contrats aidés est récurrente : même en absence d'aide à l'embauche, une partie des contrats aidés auraient été signés par les structures qui y souscrivent. Cet article cherche à quantifier l'ampleur de ces effets d'aubaine, autrement dit à mesurer la part des contrats aidés qui auraient été créés même si le dispositif n'existait pas.

Dans ce but, sont estimées des régressions de l'emploi sur le nombre de contrats aidés, au niveau de l'établissement. Pour prendre en compte l'endogénéité des contrats aidés dans ces régressions, une expérience quasi naturelle est exploitée, ce qui permet de fournir des variables instrumentales crédibles.

En juin 2017, le gouvernement annonce en effet une réduction importante et non anticipée du volume de contrats aidés financés, rendant leur renouvellement plus difficile. Les structures utilisatrices sont d'autant plus affectées par cette annonce que la part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer est élevée. Ainsi, la part de contrats aidés sur le point de s'achever fin juin 2017 a les propriétés d'une variable instrumentale : elle est corrélée avec le nombre de contrats aidés de la structure, est répartie aléatoirement entre les structures et est sans doute non corrélée avec le terme d'erreur de l'équation d'emploi.

L'effet d'aubaine des contrats aidés est estimé à 26 % dans le secteur non marchand, et à 61 % dans le marchand. Autrement dit, sur 100 contrats aidés créés, 26 l'auraient été même en l'absence de la subvention dans le secteur non marchand, et 61 dans le secteur marchand.

Codes JEL : J23, J38, J68

Mots-clés : effet d'aubaine, contrat aidé, expérience quasi naturelle, variables instrumentales, LATE, emploi.

Abstract

This paper aims at measuring the deadweight effect of subsidized jobs in France. For this purpose a regression of employment on subsidized jobs, at firm's level, is estimated. To take into account the endogeneity of subsidized jobs in this regression, a quasi-natural experiment providing relevant instrumental variables is exploited : in June 2017, the French ministry of Labor decided to reduce the budget allowed to subsidized jobs, making their renewal more difficult for the firms. Firms were all the more affected as the proportion of their subsidized jobs about to end was high. Thus, the share of subsidized jobs about to end at the end of June 2017 has the properties of an instrumental variable. It is correlated with the number of subsidized jobs of the firm, and is randomly distributed between the firms (insofar as they theoretically could not anticipate the lowering of subsidized jobs), and therefore *a priori* not correlated with the error term of the employment regression. The deadweight effect of subsidized jobs in France is estimated at around 26% in the non-market sector, and at around 61% in the market sector.

JEL classification : J23, J38, J68

Keywords : deadweight effect, subsidized job, quasi-natural experiment, instrumental variables, LATE, employment.

¹ Dares, Département de l'Insertion Professionnelle.

damien.euzenat@travail.gouv.fr

L'auteur remercie Michel Houdebine, Anne-Juliette Bessone, Benjamin Vignolles, Titouan Blaize, Anaïs Le Gougec, Claire-Lise Dubost et Simon Quantin, ainsi que l'ensemble des participants du séminaire interne de la Dares d'octobre 2021 et des Journées de Méthodologie Statistique de l'Insee (JMS) 2022 pour leurs suggestions et commentaires. Il reste seul responsable des erreurs qui subsisteraient.

Table des matières

Résumé	1
Abstract	1
Introduction.....	4
1. Le dispositif des contrats aidés en France	5
1.1. Les justifications théoriques de l'emploi aidé.....	5
1.2. Les contrats aidés en France en 2017	5
2. Revue de littérature	7
2.1. Les contrats aidés comme moyen de lutte contre le chômage	7
2.2. L'effet d'aubaine des contrats aidés selon la théorie microéconomique.....	7
2.3. L'évaluation de l'ampleur des effets d'aubaine dans la littérature empirique	8
3. Les données	10
3.1. Appariement de données emploi et contrats aidés.....	10
3.2. Expertise de l'appariement	10
4. Statistiques descriptives	12
4.1. Les établissements employant des contrats aidés au 2 ^e trimestre 2017	12
4.2. Forte baisse des contrats aidés à partir du 2 ^e trimestre 2017	13
5. Comment mesurer l'effet d'aubaine ?.....	14
6. Une première stratégie en panel à effets fixes.....	16
6.1. Secteur non marchand	17
6.2. Secteur marchand.....	18
7. Une seconde stratégie exploitant une expérience quasi naturelle en 2017	19
7.1 Des variables instrumentales issues d'une expérience quasi naturelle en 2017.....	19
7.2. Les variables instrumentales retenues.....	20
7.3. Stratégie d'estimation par variable instrumentale	23
7.4. Les résultats du modèle à variables instrumentales	23
8. Discussion des résultats.....	27
8.1. L'exogénéité des variables instrumentales en question.....	27
8.2. Le cas de l'effet d'aubaine hétérogène entre les structures	28
8.3. L'effet d'aubaine par sous-population.....	30
8.4. Robustesse des résultats.....	31
9. Interprétation des résultats.....	32
9.1. Effet d'aubaine et taux de prise en charge des contrats aidés.....	32
9.2. Substitution des contrats aidés par d'autres formes d'emploi aidé	32
9.3. Les limites de l'étude	32
10. Conclusion.....	34
Bibliographie.....	35
Annexes	37

A. Statistiques descriptives complémentaires.....	37
A.1. Les bénéficiaires des contrats aidés.....	37
A.2. Évolution de l'emploi et des contrats aidés entre 2016 et 2019.....	38
A.3. Les structures embauchant des contrats aidés.....	40
A.4. Évolution des contrats aidés autour du 2 ^e trimestre 2017.....	40
A.5. Les variables instrumentales.....	41
B. Robustesse des résultats.....	42
C. Méthode retenue pour comptabiliser le nombre de structures <i>compliers</i>	46
C.1. Calcul de la part des <i>compliers</i> dans les données.....	46
C.2. Calcul de la part des <i>compliers</i> selon les caractéristiques des structures.....	47
D. Les structures ont-elles substitué aux contrats aidés des contrats d'apprentissage ?.....	48
E. Effet emploi, de profil, d'aubaine, et d'anticipation : comment relier les estimations de cet article avec les précédentes études de la Dares ?.....	49

Introduction

Les contrats aidés sont des contrats de travail pour lesquels l'employeur bénéficie d'une aide à l'embauche de la part de l'État. Ils visent à faciliter l'insertion professionnelle des publics les plus en difficulté (chômeurs de longue durée, bénéficiaires du RSA, etc.) et à lutter contre le chômage. Ils sont notamment utilisés dans le secteur non marchand (associations, collectivités territoriales, Éducation Nationale, etc.). Ils peuvent conduire à des effets d'aubaine. En effet, il est possible qu'une partie des emplois en contrats aidés aient été créés même si le dispositif n'existait pas. Le dispositif aurait alors simplement permis à l'employeur de réduire ses coûts salariaux, sans susciter une création additionnelle nette d'emplois.

Dans cette étude, sont quantifiés les effets d'aubaine du dispositif des contrats aidés en France. La part des emplois en contrats aidés qui auraient été créés en l'absence du dispositif est notamment estimée. Dans ce but, deux spécificités d'une expérience quasi naturelle survenue en France en 2017 sont exploitées.

En juin 2017, à la suite d'un changement gouvernemental, la ministre du Travail, Murielle Pénicaud, annonce une réduction importante du volume de contrats aidés. Cette décision :

- exerce un choc exogène (non anticipé) sur le nombre de contrats aidés des structures qui y recourent, devenus plus difficiles à renouveler, tendant à en réduire le nombre ;
- affecte d'autant plus les structures que la part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer est élevée.

Ainsi, après juin 2017, les structures pour lesquelles l'effet d'aubaine est faible auront beaucoup de mal à renouveler leur effectif, dans la mesure où c'est réellement l'existence du dispositif qui leur permet d'envisager ces emplois. Cet effet attendu sur le niveau d'emploi sera d'autant plus visible à court terme que leur nombre de contrats aidés sur le point de s'achever au moment de l'annonce gouvernementale est élevé. Autrement dit, si l'effet d'aubaine est faible, il est attendu que les structures qui ont la plus grande part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer voient leur emploi plus fortement et rapidement baisser après juin 2017. À l'inverse, les structures pour lesquelles l'effet d'aubaine est fort devraient voir la disparition du dispositif avoir essentiellement un effet sur leur équilibre financier, mais non sur leurs décisions de recrutement ; le niveau d'emploi de ces structures ne devrait donc pas, ou peu, être affecté. Ainsi, si l'effet d'aubaine est globalement élevé, il est attendu que les structures qui ont la plus grande part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer voient leur emploi rester stable après l'annonce gouvernementale.

Des équations d'emploi régressant l'évolution de l'emploi sur l'évolution des contrats aidés, ainsi que des variables de contrôles, sont estimées. Pour prendre en compte l'endogénéité du nombre de contrats aidés dans ces régressions, la part des contrats aidés sur le point de se terminer prochainement, à partir de la fin juin 2017, est utilisée en tant que variable instrumentale. Cette variable présente les propriétés :

- elle est corrélée (négativement) avec l'évolution du nombre de contrats aidés ;
- elle est aléatoirement distribuée entre les structures, l'annonce gouvernementale n'ayant sans doute pas pu être anticipée ;
- elle est probablement non corrélée avec le terme d'erreur de l'équation d'emploi.

Elle paraît ainsi un bon prédicteur de la baisse du nombre de contrats aidés sans effet direct *a priori* sur l'emploi.

Les estimations de ces régressions, autour de juin 2017, permettent alors d'évaluer la part des emplois qui auraient été créés en l'absence du dispositif de contrats aidés. Les estimations sont séparées selon le caractère marchand ou non de la structure employeuse, car l'effet d'aubaine est possiblement plus fort dans le secteur marchand, où les contraintes budgétaires sont plus souples.

Les données sur lesquelles sont estimées ces régressions proviennent d'un appariement entre des bases trimestrielles d'emploi de l'Insee et de contrats aidés de la Dares, pour l'ensemble des structures ayant en stock au moins un contrat aidé au 1^{er} juillet 2017.

1. Le dispositif des contrats aidés en France

1.1. Les justifications théoriques de l'emploi aidé

Un contrat aidé est un contrat de travail :

- dérogatoire au droit commun (non soumis aux mêmes dispositions que les autres contrats de travail) dans le sens où son accès est réservé aux populations connaissant des difficultés notables d'insertion professionnelle : jeunes peu diplômés, personnes en situation de handicap, demandeurs d'emploi de longue durée, bénéficiaires des minima sociaux ou encore résidents en Quartiers Prioritaires de la politique de la Ville (QPV) ;
- pour lequel l'employeur bénéficie d'aides, qui peuvent prendre la forme de subventions à l'embauche de l'État, d'exonérations de certaines cotisations sociales ou d'aides à la formation ;
- et dont le contingent est piloté par les pouvoirs publics en fonction notamment de leurs objectifs de lutte contre le chômage.

Le dispositif des contrats aidés vise ainsi à faciliter la réinsertion professionnelle des publics les plus éloignés du marché du travail et à lutter contre le chômage. Il s'inscrit dans la logique des politiques « actives » d'emploi, par opposition aux politiques « passives », qui s'attachent à l'indemnisation du chômage.

Les contrats aidés encouragent l'offre de travail, en permettant de rapprocher de l'emploi des publics qui en sont éloignés. Ils tendent aussi à favoriser le capital humain de leurs bénéficiaires, de par l'expérience professionnelle qu'ils leur apportent, et ce d'autant plus que les employeurs doivent généralement s'engager à fournir aux salariés un accompagnement renforcé et des formations. Enfin, dans le secteur non marchand, ils permettent aux associations ou collectivités locales d'assurer des missions d'intérêt général non ou insuffisamment satisfaites par le fonctionnement du marché ou les pouvoirs publics (aide aux personnes âgées ou handicapées, accompagnement scolaire, actions de solidarité et d'entraide, accès au sport, aux loisirs ou à la culture, etc.).

Ils peuvent conduire à un effet d'enfermement (*locking-in effect*) sur les salariés bénéficiaires. Ces derniers peuvent en effet se satisfaire de ces emplois et relâcher leurs efforts de recherche pour des emplois plus stables. Ils peuvent aussi procurer une expérience professionnelle dans des domaines d'activité spécifiques, qui pourrait être plus difficilement valorisable dans leur vie professionnelle que celle apportée par des contrats plus classiques (Bénoteau, 2015).

Ils suscitent également des craintes quant à l'effet d'aubaine qu'ils généreraient : l'emploi en contrat aidé aurait tout de même été proposé, éventuellement à un autre bénéficiaire, même si le dispositif n'existait pas. Dans ce cas de figure toutefois, même en cas d'effet d'aubaine, il peut être argué que l'embauche en contrat aidé peut aussi créer un effet de substitution. L'employeur peut en effet privilégier l'embauche en contrat aidé de publics plus défavorisés que dans le cas d'un contrat classique. Le dispositif ne permet alors pas forcément d'augmenter le niveau d'emploi global, mais il favorise la réintégration des plus éloignés du marché du travail.

En pratique, cependant, l'emploi aidé est souvent mobilisé en période de mauvaise conjoncture, lorsque les pouvoirs publics souhaitent réduire rapidement le chômage (Baguelin, 2013 ; Card, 2014), et le ciblage des populations les plus fragiles ne devient alors plus forcément une priorité.

1.2. Les contrats aidés en France en 2017

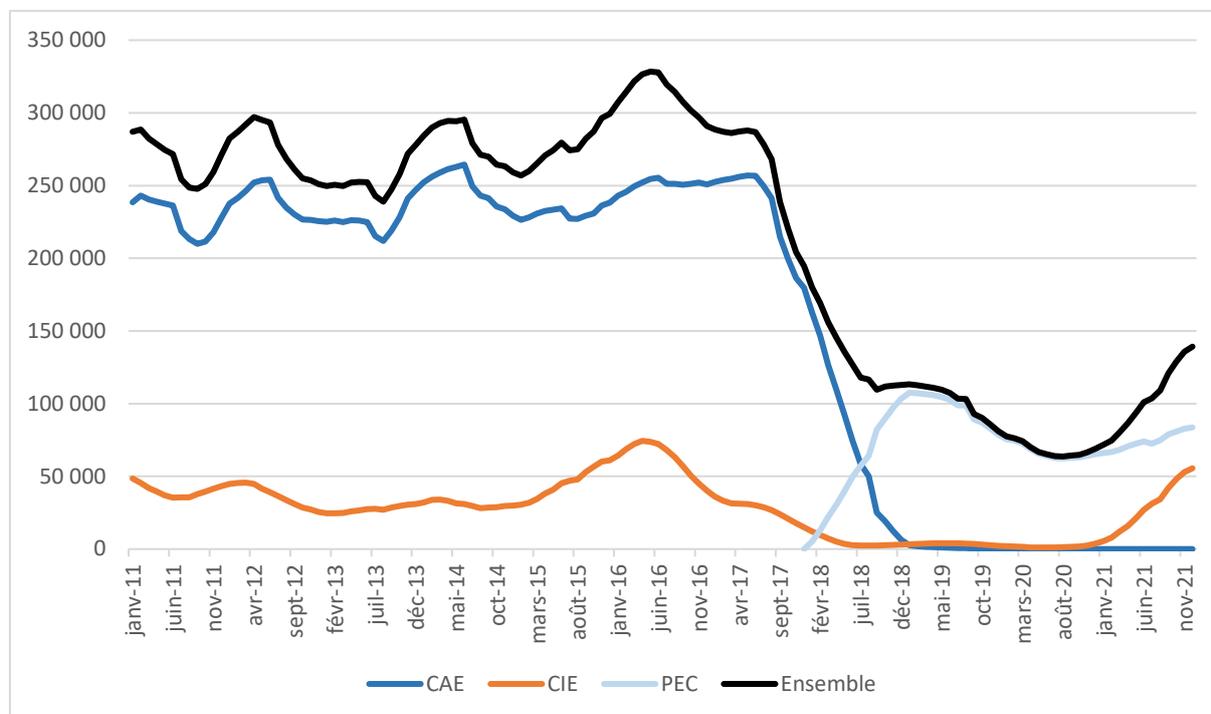
Au 1^{er} juillet 2017, le dispositif des contrats aidés en France était structuré notamment autour de deux types de contrats, totalisant 275 000 contrats aidés : les Contrats Uniques d'Insertion (CUI).

Les CUI-CAE (Contrat Unique d'Insertion - Contrat d'Accompagnement dans l'Emploi) sont réservés au secteur non marchand (associations, collectivités territoriales, établissements publics d'enseignement, etc., tableau 1). Au 2^e trimestre 2017, ils représentent 90 % de l'ensemble des contrats aidés en stock et sont en moyenne pris en charge par les pouvoirs publics à hauteur de 76 % du Smic horaire brut.

Les CUI-CIE (Contrat Unique d'Insertion - Contrat Initiative Emploi) concernent le secteur marchand. Au 2^e trimestre 2017, ils représentent 10 % de l'ensemble des contrats aidés en stock, et sont subventionnés à hauteur de 35 % du Smic horaire brut en moyenne.

À partir du 1^{er} janvier 2018, le dispositif des CUI a été profondément modifié. Dans le secteur non marchand, les Parcours Emploi Compétence (PEC) ont succédé aux CAE². Dans le secteur marchand, les CIE ne sont plus autorisés que dans les Départements et Régions d'Outre-Mer (Drom) ou pour les contrats exclusivement financés par les conseils départementaux dans le cadre des Conventions Annuelles d'Objectifs et de Moyens (CAOM).

Graphique 1. Évolution du stock mensuel de contrats aidés en France entre 2011 et 2021



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP).

Champ : France.

Lecture : fin janvier 2011, en France, on dénombrait 238 530 CUI-CAE et 48 438 CUI-CIE, soit 286 968 CUI en stock.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Le nombre de CUI financés a augmenté à partir de 2013, pour atteindre un maximum en mai 2016, à 330 000 contrats (graphique 1). Il a subi une division par 3 entre juillet 2017 et octobre 2018. Cette baisse se poursuit ensuite, mais à un rythme moins soutenu, pour atteindre un minimum, à 60 000 contrats, en août 2020. Le dispositif des contrats aidés est mobilisé de nouveau à partir de cette date, comme moyen de lutte contre la hausse du chômage engendrée par la crise sanitaire de 2020-2021. Les mesures du plan #1jeune1solution, ciblées sur les jeunes âgés de moins de 26 ans, ont notamment vu le retour des CIE.

Enfin, mi-2017, 84 % des contrats aidés sont en CDD d'une durée moyenne d'un peu moins d'un an, et 2 contrats aidés sur 3 sont à temps partiel, d'une durée hebdomadaire de 27 heures en moyenne.

² Ils s'en différencient sur trois points :

- d'abord en proposant un accompagnement renforcé du salarié ;
- ensuite, en étant plus spécifiquement réservés aux personnes sans emploi rencontrant des difficultés sociales et professionnelles particulières d'accès à l'emploi ;
- enfin, en étant moins bien subventionnés (à hauteur de 51 % en moyenne en 2018, contre 76 % en 2017 pour les CAE).

2. Revue de littérature

2.1. Les contrats aidés comme moyen de lutte contre le chômage

Le dispositif d'emploi aidé, qu'il concerne le secteur marchand ou le secteur non marchand, constitue l'un des principaux piliers des politiques actives du marché du travail (*Active Labor Market Programs*), aux côtés des dispositifs d'aide à la recherche d'emploi, de formation, de partage du temps de travail, ou encore d'incitation à la reprise d'emploi, via notamment la modulation de l'indemnisation-chômage (Card, 2014 ; Brown & Koettl, 2015 ; Card *et al.*, 2010 et 2018 ; Heckman *et al.*, 1999).

Il vise deux objectifs principaux. Tout d'abord, il cherche à améliorer l'insertion professionnelle des publics les plus éloignés du marché du travail (les *outsiders* selon la dichotomie opérée par Lindbeck & Snower, 1989). Dans cette logique, les contrats aidés sont assortis de formations qui pourraient améliorer le capital humain de leurs bénéficiaires et lutter contre le risque d'effet d'hystérèse du chômage de longue durée. Une évaluation sur données françaises de l'efficacité de ces dispositifs sur l'insertion professionnelle peut être trouvée dans Bénoteau (2015) et Dubost & Farges (2021). Mais les pouvoirs publics ont aussi recours aux contrats aidés pour accroître le volume d'emploi et lutter contre le chômage. La présente étude est restreinte à l'effet sur la création d'emploi de ces dispositifs.

Dans son analyse, Card (2014) estime que le dispositif des contrats aidés exerce un effet positif sur la réduction du chômage à court et moyen termes (le dispositif est d'ailleurs souvent employé dans les périodes de récession), mais négatif à long terme. Il est aussi coûteux et se heurte à un fort effet d'aubaine. Card *et al.* (2010, 2018) concluent, au moyen de méta-analyses de plus de 200 études, que l'emploi subventionné a peu d'efficacité sur l'insertion dans l'emploi dans le secteur public, tandis qu'il est d'une efficacité similaire à la formation professionnelle dans le secteur privé. Ils notent aussi que les chômeurs de longue durée semblent plus bénéficier des programmes de formation et de l'emploi subventionné dans le secteur privé, l'efficacité du dispositif dans le secteur public étant décevante. Brown & Koettl (2015) insistent sur le fait que l'emploi subventionné améliore la position des *outsiders*, notamment durant les récessions. Bien que coûteux, l'emploi aidé dans le secteur non marchand permet de réduire la pauvreté et les inégalités.

Théoriquement, la création d'emplois par contrat se heurte à 4 limites (Brown & Koettl, 2012 ; Heckman *et al.*, 1999). Tout d'abord, les contrats aidés entraînent des effets d'aubaine (*deadweight effect*) : l'employeur aurait quoi qu'il en soit créé l'emploi aidé en l'absence de toute subvention, celle-ci lui ayant simplement permis de réduire ses coûts d'embauche. Il génère aussi un effet de déplacement (*displacement effect*) dans le sens où les emplois aidés créés peuvent l'être au détriment d'autres emplois non aidés. Il occasionne aussi un effet de substitution (*substitution effect*) qui rend les bénéficiaires ciblés comparativement, toutes choses égales par ailleurs, plus attractifs que les personnes non ciblées. Le salarié subventionné peut alors être embauché au détriment d'un autre salarié, qui l'aurait été sans la subvention, voire remplacer un salarié licencié (Calmfors, 1994). Les effets de substitution peuvent cependant être d'ampleur contenue du fait que les salariés subventionnés sont souvent des chômeurs ayant des productivités plus faibles, et exécutant des métiers souvent peu qualifiés. Ils peuvent être recherchés par le législateur, avec l'objectif de ramener vers l'emploi les publics qui en sont particulièrement éloignés. Enfin, le dispositif des contrats aidés suscite des effets macroéconomiques (*tax effect*), d'une part via les sommes engagées pour le financer, qui pourraient être allouées plus efficacement ailleurs, d'autre part parce que la baisse des coûts d'embauche peut améliorer la compétitivité de l'entreprise utilisatrice. La présente étude se limite au seul effet d'aubaine des contrats aidés.

2.2. L'effet d'aubaine des contrats aidés selon la théorie microéconomique

Dans le cadre de la concurrence pure et parfaite, la firme est censée ajuster son volume d'emploi de sorte à maximiser son profit, en considérant les prix comme fixés et sans risque de ne pas pouvoir écouler toute sa production.

Soit une firme dont le seul facteur de production est, par hypothèse, le travail non qualifié, rémunéré au salaire minimal, et qui intervient sur un marché concurrentiel, ou est contrainte financièrement. Cette firme

bénéficie d'une subvention à l'embauche de la part de l'État au taux $\tau > 0$. Ces hypothèses correspondent en partie au profil des entreprises embauchant des contrats aidés³. Son profit π s'écrit :

$$\pi(l) = pf(l) - w(1 - \tau)l$$

avec l le volume d'emploi, p le prix de vente du produit, w le salaire et f la fonction de production de la firme, avec $f' > 0$ et $f'' < 0$. Pour maximiser son profit, la firme fixe son volume d'emploi à :

$$l_{\tau}^* = f'^{-1}\left(\frac{w(1 - \tau)}{p}\right) > f'^{-1}\left(\frac{w}{p}\right) = l^*$$

où l_{τ}^* désigne l'emploi avec la subvention, et l^* l'emploi sans la subvention (la subvention à l'embauche augmente l'emploi de la firme). L'effet d'aubaine est la part de l'emploi qui aurait été créé sans l'aide, soit :

$$\frac{l^*}{l_{\tau}^*} = \frac{f'^{-1}\left(\frac{w}{p}\right)}{f'^{-1}\left(\frac{w(1 - \tau)}{p}\right)}$$

Deux conclusions intéressantes se dégagent de ce modèle. Tout d'abord, l'effet d'aubaine diminue avec le taux de prise en charge. Selon les hypothèses, les freins à l'embauche proviennent uniquement du salaire (le salaire minimal, en l'occurrence), trop élevé par rapport à la productivité du travail. Ainsi, une prise en charge plus importante de l'État réduit le coût du travail et conduit l'employeur à augmenter son emploi. Plus la prise en charge est élevée, plus l'emploi créé avec l'aide est important, et plus l'effet d'aubaine se réduit.

Par ailleurs, en prenant pour f la fonction logarithmique, on obtient $\frac{l^*}{l_{\tau}^*} = 1 - \tau$. Dans ce cas, l'effet d'aubaine est égal à $1 - \tau$, la part du salaire non prise en charge par les pouvoirs publics.

2.3. L'évaluation de l'ampleur des effets d'aubaine dans la littérature empirique

La quantification de l'ampleur de l'effet d'aubaine a fait l'objet de plusieurs publications recourant à différentes méthodes (Brown & Koettl, 2012).

Plusieurs études plus anciennes mentionnées dans Calmfors (1994) ou Martin & Grubb (2001) font déjà état d'effets d'aubaine substantiels, de l'ordre de 70-90 % dans le secteur privé en Australie, Irlande, Pays-Bas ou Suède. Dar & Tzannatos (1999) dressent un état des lieux de 18 interventions publiques (dont 1 expérimentale et 11 quasi expérimentales) conduites dans les années 70 à 90. Celles-ci concluent toutes que les emplois subventionnés occasionnent de forts effets d'aubaine, souvent entre 53 et 75 %, bien que quelques études les évaluent à 20 %.

Trois grands types de stratégies empiriques sont utilisés pour évaluer l'ampleur des effets d'aubaine.

Certains travaux ont recours à des enquêtes auprès des employeurs (Lee, 2005). Welters & Muysken (2006) conduisent une enquête déclarative demandant aux employeurs la part des emplois proposés qui auraient été créés en l'absence de la subvention, et la part des bénéficiaires d'emploi aidé qui, selon eux, auraient été recrutés sur des emplois conventionnels. Ils construisent plusieurs mesures de l'effet d'aubaine à partir de ces deux composants. Ils concluent que l'effet d'aubaine est d'autant plus élevé que l'entreprise est de grande taille, ou qu'elle parvient à recruter les plus productifs. Mougïn & Rey (2015) cherchent aussi à évaluer l'ampleur de l'effet d'aubaine au moyen de questions directes auprès des employeurs, en France. Ils la chiffrent à 26 % dans le non-marchand (CAE) et 75 % dans le marchand (CIE) (en assimilant l'effet de profil à un effet d'aubaine, Annexe E). On peut cependant craindre d'enquêtes déclaratives un

³ Les associations, employeurs de contrats aidés dans le secteur non marchand, n'évoluent pas dans un environnement concurrentiel, mais peuvent relever d'un tel modèle, d'une part parce qu'elles sont contraintes financièrement, d'autre part car, dans ce modèle, le profit est nul à l'équilibre, ce qui est aussi le cas pour les associations.

comportement de dissimulation de la part des employeurs, de sorte que l'effet d'aubaine ainsi mesuré risque d'être sous-estimé (Calmfors *et al.*, 2001).

Une stratégie alternative consiste à comparer les hausses d'emploi ou de salaire des établissements recruteurs de contrats aidés par rapport à des établissements comparables, mais ne recourant pas à ces dispositifs. Des hausses très faibles dénoteraient un effet d'aubaine important.

Kangasharju (2007), à partir d'un modèle en double-différence comparant les entreprises recourant ou non aux subventions à l'emploi en Finlande (secteurs marchand et non marchand), évalue l'effet d'aubaine à 46 %.

Moczall (2014), en Allemagne, étudie les effets d'aubaine occasionnés par le dispositif de subvention salariale « JobPerspektive » (BEZ), destiné aux bénéficiaires de minima sociaux difficilement employables. Au moyen de modèles de *matching* comparant l'emploi des établissements recourant aux contrats aidés à celui de contrefactuels partageant des caractéristiques observables communes, il conclut que l'effet d'aubaine est faible en Allemagne de l'Ouest, mais plus élevé en Allemagne de l'Est.

Hujer *et al.* (2006), à partir de modèles dynamiques en panel, n'observent aucun gain d'emploi consécutivement à l'instauration de divers programmes de subventions salariales mis en œuvre entre 1995 et 1999 en Allemagne. Ils en concluent que l'effet d'aubaine de ces dispositifs est très élevé. De même, Boockmann *et al.* (2012) mettent en évidence en Allemagne de très forts effets d'aubaine d'une extension de l'emploi subventionné à certaines catégories de demandeurs d'emploi les plus âgés précédemment non éligibles.

En Turquie, au moyen d'une analyse en double-différence comparant des régions bénéficiant de mesures de subvention à l'emploi à d'autres n'en bénéficiant pas, Betcherman *et al.* (2010) estiment qu'entre 47 et 78 % de l'emploi subventionné aurait été créé sans le dispositif.

Sur données françaises et à partir de modèles de double-différence, Cahuc *et al.* (2019) évaluent à 84 % l'effet d'aubaine du dispositif *zéro charges*, dispositif d'exonération de charges sur les embauches de salariés à bas salaires, mis en place en 2009 pour lutter contre la crise. Le dispositif *zéro charges* diffère notablement de celui des contrats aidés, et le public concerné est sans doute moins éloigné de l'emploi. Le résultat suggère cependant que ce type d'aides à l'embauche génère de forts effets d'aubaine en France.

Enfin, une troisième méthode utilisée dans la littérature, et qui est celle retenue dans cet article, consiste à estimer une équation d'emploi. Bishop & Montgomery (1993) utilisent une enquête auprès des entreprises bénéficiant du *Targeted Jobs Tax Credit* (TJTC), programme expérimental ambitieux subventionnant massivement des emplois pour les personnes les plus éloignées du marché du travail, lancé aux États-Unis en 1978. Ils utilisent une stratégie similaire à celle retenue dans cet article, mais recourent à des variables instrumentales qu'ils jugent décevantes (les contacts que les employeurs entretiennent auprès des instances organisant ces mesures). Ils concluent néanmoins que 70 % de la subvention à l'embauche est attribuée à un emploi qui aurait de toute façon été créé sans l'aide.

3. Les données

3.1. Appariement de données emploi et contrats aidés

Les données utilisées dans cet article sont trimestrielles et établies sur le champ des établissements ayant un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017. Elles proviennent d'un appariement, au niveau établissement⁴ (soit la structure directement employeuse) entre les données d'emploi de la source Épure de l'Insee, et les données contrats aidés de l'ASP (Agence de Services et de Paiement⁵), mises à disposition et retraitées par la Dares (service statistique du ministère en charge du Travail).

Les données sur les contrats aidés renseignent sur le stock trimestriel de contrats aidés par établissement ainsi que les variables instrumentales.

La source Épure de l'Insee fournit le volume d'emploi. Elle est établie dans un but conjoncturel et alimente les estimations d'emploi nationales. Elle vise à suivre l'évolution infra-annuelle de l'emploi et des rémunérations et connaître les établissements employeurs de main-d'œuvre. Elle provient des :

- Bordereaux Récapitulatifs de Cotisation (BRC) transmis par les établissements employeurs aux Urssaf⁶ ;
- déclarations sociales des salariés du régime agricole réceptionnées par la Mutualité Sociale Agricole (MSA) ;
- fichiers de paye des agents des trois fonctions publiques, issus du Système d'Information sur les Agents des Services Publics (SIASP).

Épure ne fournit pas d'information sur la forme de l'emploi (à temps complet ou à temps partiel) ou sur le nombre d'heures travaillées. Aussi, la notion d'emploi considérée est un nombre de salariés employés à la fin du trimestre, et non un volume d'emploi en ETP (Équivalent Temps Plein).

Le champ retenu exclut l'ensemble des établissements de l'Éducation Nationale (y compris l'enseignement privé), pour éviter de surestimer l'effet d'aubaine. En effet, l'Éducation Nationale recrutait massivement en contrats aidés avant 2017, notamment pour les emplois d'accompagnant d'enfants en situation de handicap. Or, le secteur a pu substituer aux contrats aidés (plus difficilement renouvelables à partir de juin 2017) des emplois sous un autre statut similaire, mais relevant du budget de l'Éducation Nationale. Les données utilisées ne renseignant pas sur les types de contrats occupés, elles ne permettent pas de confirmer cette hypothèse. Aussi, l'inclusion de l'Éducation Nationale pourrait surestimer les effets d'aubaine.

3.2. Expertise de l'appariement

Les données permettent de suivre 70 000 établissements, entre le 1^{er} trimestre 2016 et le 4^e trimestre 2019 (soit pendant au moins 16 trimestres). Pour chaque établissement et trimestre sont disponibles l'effectif de l'établissement et le nombre de contrats aidés en stock à la fin du trimestre, les variables instrumentales, ainsi que les variables de contrôle. La base de données appariée comprend près d'un million d'observations.

Les données constituent un panel non cylindré, bien que 70 % des établissements sont bien suivis les 16 mois en continu, et 80 % 12 mois consécutifs. 14 % des établissements suivis sont apparus après le 1^{er} trimestre 2016, et 21 % d'entre eux ont fermé avant le 4^e trimestre 2019. À peine 0,5 % des établissements en activité au 2^e trimestre 2017 avaient fermé au 3^e trimestre 2017 (trimestres utilisés dans la stratégie en variables instrumentales).

Un nombre limité d'incohérences a pu être observé dans cette base de données. Ainsi, 2 % des lignes de données comportent un effectif en fin de trimestre manquant, et 3 % d'entre elles un effectif en fin de trimestre nul. 3,3 % des lignes présentent une incohérence manifeste : à la fin du trimestre, le nombre de contrats aidés en stock est strictement supérieur à l'emploi présent dans la structure, ou cet emploi est inconnu. Enfin, 4,1 % des établissements présentent une rupture dans la suite chronologique des trimestres. Pour ces établissements, les données d'emploi de l'Insee renseignent, par exemple, l'emploi des trimestres

⁴ Unité de production géographiquement individualisée, identifiée par un numéro Siret.

⁵ Établissement public administratif chargé d'assurer la mise en œuvre d'aides publiques et d'actions d'accompagnement concourant à la formation professionnelle, à l'emploi et à l'insertion sociale et professionnelle.

⁶ Unions de Recouvrement des cotisations de Sécurité Sociale et des Allocations Familiales.

1, 2 et 4 de l'année 2017, mais pas celui du 3^e trimestre 2017. Dans l'appariement entre les bases Dares et Insee, ces trimestres sont conservés dans l'analyse, mais l'emploi correspondant est remplacé par une valeur manquante.

Ces éléments impliquent que, dans la stratégie à variables instrumentales (partie 7), 5,6 % des établissements du secteur non marchand et 8,3 % de ceux du secteur marchand présentent une variable d'emploi manquante.

Enfin, les contrats des établissements du champ représentent la majorité des contrats aidés souscrits en France durant la période d'estimation retenue dans cet article (Annexe B, tableau B1). Ils peuvent être considérés comme représentatifs de l'ensemble des contrats aidés en France.

4. Statistiques descriptives

4.1. Les établissements employant des contrats aidés au 2^e trimestre 2017

À la fin du 2^e trimestre 2017, sur le champ considéré (notamment, hors Éducation Nationale), 187 000 salariés étaient employés en contrat aidé en France, 85 % dans le secteur non marchand, et 15 % dans le secteur marchand. Les associations et communes constituent les recruteurs principaux des emplois aidés (tableau 1) : 40 % des contrats aidés travaillaient au sein d'une association ou fondation, et 25 % au sein d'une commune, un EPCI (Établissement Public de Coopération Intercommunale), un département ou une région. Parmi les associations, 1 salarié sur 10 est en contrat aidé, et cette proportion atteint même 23 % dans les associations des arts, spectacles et activités récréatives.

Tableau 1. Répartition des contrats aidés en stock au 2^e trimestre 2017, par statut de l'établissement

Statut de l'établissement	Part des établissements (%)	Part des contrats aidés (%)	Part des salariés en contrat aidé (%)	Nombre de salariés (moyenne)
Association, fondation (dont :)	44,3	40,1	10,8	23,8
<i>Autres associations et fondations</i>	19,2	16,1	14,9	16,4
<i>Hébergement médico-social et social et action sociale sans hébergement</i>	14,9	17,6	7,5	43,6
<i>Arts, spectacles et activités récréatives</i>	10,2	6,4	23,4	7,6
Autre entreprise	29,3	15,0	5,4	26,9
Commune, EPCI*, département ou région	17,4	25,3	4,7	83,6
Autre établissement public	4,9	9,9	4,7	118,5
Établissement sanitaire public	4,0	9,6	2,3	284,5

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du 2^e trimestre 2017, les associations ou fondations représentaient 44,3 % des établissements employeurs de contrats aidés et employaient 40,1 % de l'ensemble des contrats aidés en stock. 10,8 % des salariés de ces établissements étaient employés en contrat aidé. Ces établissements employaient en moyenne 23,8 salariés à la fin du trimestre.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

* Établissement Public de Coopération Intercommunale.

Les structures employant des contrats aidés sont de petites tailles (tableau 2). Pour la moitié d'entre elles, l'emploi trimestriel est inférieur à 10 salariés. Elles n'emploient aucun contrat aidé dans 44 % des trimestres, un seul dans 31,5 % des cas, et deux dans 10,4 % des cas.

Tableau 2. Distribution de l'emploi et du nombre de contrats aidés en stock par trimestre, entre 2016 et 2019

Centiles	1 %	5 %	10 %	25 %	50 %	75 %	90 %	95 %	99 %
Emploi	0	1	1	3	10	34	86	167	756
Contrats aidés	0	0	0	0	1	1	3	6	17

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : entre 2016 et 2019, la moitié des établissements présentaient un effectif trimestriel de 10 salariés ou moins.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Dans le secteur non marchand, l'administration publique emploie à elle seule 37 % des bénéficiaires de contrats aidés, suivi des activités des associations (17 %), l'action sociale sans hébergement (9 %), les activités hospitalières (7 %), l'hébergement médicalisé pour personnes âgées (6 %) et l'aide à domicile (4 %), voir aussi Annexe A, tableau A5 pour une ventilation par établissement. La moitié des contrats aidés du secteur marchand sont employés dans les activités de commerce, d'hébergement et restauration et la construction (voir aussi Annexe A, tableau A6 pour une ventilation par établissement).

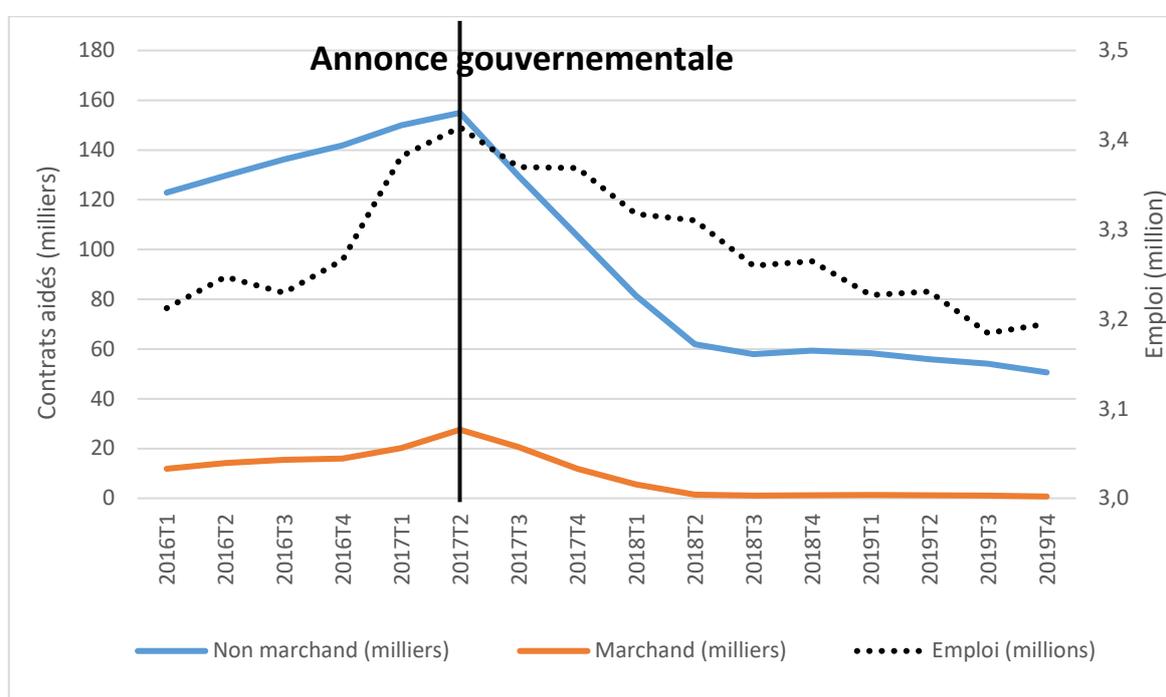
Le recours aux contrats aidés est très répandu dans les Drom, où 20 % de l'emploi du champ est sous forme de contrat aidé, et notamment à La Réunion (23 %). L'emploi aidé est aussi important en Lorraine, Languedoc-Roussillon, Nord-Pas-de-Calais et Picardie (environ 6 % de l'emploi). Il est le plus faible en Île-de-France, Bretagne et Rhône-Alpes (4 % de l'emploi).

Enfin, les emplois occupés par les titulaires de contrats aidés sont majoritairement peu qualifiés : nettoyage et maintenance, secrétariat, garde d'enfants, personnel de cuisine, etc. (Annexe A, tableaux A1 et A2).

4.2. Forte baisse des contrats aidés à partir du 2^e trimestre 2017

Le volume de contrats aidés augmente jusqu'au 2^e trimestre 2017 (+ 50 000 par rapport au premier trimestre 2016), puis, à la suite des décisions gouvernementales de restriction du dispositif, chute jusqu'au 2^e trimestre 2018 (- 120 000, graphique 2). L'emploi aidé dans le secteur marchand a ainsi pratiquement disparu fin 2019, après avoir atteint un pic au 2^e trimestre 2017. L'emploi aidé dans le secteur non marchand a lui été divisé par près de 3 entre le 2^e trimestre 2017 et le 2^e trimestre 2018.

Graphique 2. Évolution de l'emploi et des contrats aidés entre 2016 et 2019



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du 1^{er} trimestre 2016, les établissements du champ de cet article employaient 3,2 millions de salariés, 122,8 milliers de contrats aidés dans le secteur non marchand et 11,9 milliers dans le secteur marchand.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

La baisse des contrats aidés depuis le 2^e trimestre 2017 est cependant un peu moins rapide pour les publics plus éloignés de l'emploi, notamment les résidents en QPV, ou les bénéficiaires des minima sociaux (Annexe A, graphique A1).

5. Comment mesurer l'effet d'aubaine ?

Pour mesurer l'ampleur des effets d'aubaine, l'analyse s'appuie sur l'équation d'emploi suivante :

$$l_{it} = \beta_0 + \beta \times ca_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

où l_{it} désigne le volume d'emploi total (aidé ou non) de la structure i , $i = 1 \dots N$, à la fin du trimestre t , $t = 1 \dots T$ ($T = 16$ ici), ca_{it} le nombre de contrats aidés de la structure i à la fin du trimestre t , X_{it} un vecteur de variables explicatives de contrôle et β_0 la constante. μ_t désigne un effet fixe temporel (ensemble d'indicatrices trimestrielles qui captent les chocs exogènes temporels sur l'emploi communs aux structures). Enfin, ϵ_{it} est le terme d'erreur de la structure i au trimestre t , autrement dit l'ensemble des autres facteurs explicatifs influant sur l'emploi et non pris en compte par les autres éléments de la régression, avec $E(\epsilon_{it}) = 0$ pour tout i et t ⁷.

Les variables explicatives de contrôle X_{it} comprennent : la taille (en tranches), le secteur d'activité (dans la nomenclature NA38), la localisation géographique (le département) et le type de l'établissement (catégorie juridique), ainsi qu'une indicatrice qui vaut 1 si la structure est mono-établissement, 0 sinon. La localisation géographique permet notamment de capter une partie des différences territoriales du marché du travail.

Le paramètre d'intérêt est β . Il s'interprète comme la baisse de l'emploi de la structure (en unités) engendrée par la perte d'un contrat aidé, toutes choses égales par ailleurs. L'effet d'aubaine s'en déduit par $1 - \beta$. Si la totalité des contrats aidés avaient tout de même été embauchés sans la subvention publique, alors β serait égal à 0, et l'effet d'aubaine serait de $1 - \beta = 100\%$. Intuitivement, l'effet d'aubaine devrait être compris entre 0 et 100 %, et le paramètre β entre 0 et 1.

L'estimation de l'équation (1) par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) risque de mener à des estimations biaisées. En effet, la variable de contrats aidés est probablement endogène dans la régression ($cov(ca_{it}, \epsilon_{it}) \neq 0$), et ceci pour au moins deux raisons classiques :

- *hétérogénéité inobservée* : des facteurs non observables peuvent affecter conjointement l'emploi et les contrats aidés. Par exemple, des structures plus efficaces pour des raisons non observées, peuvent employer à la fois plus de salariés et plus de contrats aidés ;
- *simultanéité* : le volume d'emploi et de contrats aidés est sans doute déterminé simultanément par la structure.

Ces deux biais potentiels peuvent être mathématiquement illustrés à partir de l'équation (1). Supposons par exemple que le terme d'erreur ϵ_{it} puisse s'écrire $\epsilon_{it} = \lambda_i + v_{it}$ où v_{it} est supposé non corrélé avec le nombre de contrats aidés, tandis que λ_i l'est positivement. On peut par exemple supposer que λ_i modélise le dynamisme inobservé des structures. Or, les établissements en développement, pour des raisons inobservées supposées fixes dans le temps, recrutent sans doute en moyenne plus de contrats aidés. Il y a alors corrélation entre l'inobservé de l'équation d'emploi ($\lambda_i + v_{it}$) et la variable de contrats aidés, et l'estimateur des MCO de β est biaisé : il n'identifie pas l'effet des contrats aidés sur l'emploi mais une combinaison non désirée de cet effet et de l'efficacité plus ou moins grande des structures.

Supposons maintenant que les volumes d'emploi et d'emploi aidé soient décidés simultanément, et sont donc interdépendants au sein d'une structure. Formellement, on suppose que la détermination du volume d'emploi et de contrats aidés de la structure obéit aux équations suivantes :

$$\begin{aligned} l_{it} &= \alpha^l \times ca_{it} + \gamma^l X_{it} + u_{it}^l \\ ca_{it} &= \alpha^c \times l_{it} + \gamma^c X_{it} + u_{it}^c \end{aligned}$$

⁷ Alternativement, l'analyse pourrait estimer le modèle :

$$nca_{it} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta} \times ca_{it} + \tilde{\gamma}' X_{it} + \tilde{\mu}_t + \tilde{\epsilon}_{it}$$

où nca_{it} désigne le nombre de salariés en contrats non aidés, avec $l_{it} = ca_{it} + nca_{it}$. Alors, $\tilde{\beta} = \beta - 1$, et l'effet d'aubaine serait estimé par $-\tilde{\beta}$.

Après substitutions, on peut exprimer ca_{it} comme :

$$ca_{it} = \frac{1}{1 - \alpha^c \alpha^l} [\alpha^c \gamma^l X_{it} + \gamma^c X_{it} + \alpha^c u_{it}^l + u_{it}^c], \alpha^c \alpha^l \neq 1$$

et donc, tout choc sur l'emploi u_{it}^l est corrélé avec le nombre de contrats aidés (si $\alpha^c \neq 0$). Là encore, le nombre de contrats aidés est corrélé avec le terme d'erreur, et l'estimateur des MCO de la régression (1) est biaisé.

Ces motifs d'endogénéité sont classiques dans la littérature économique (Wooldridge, 2010 ; Angrist & Pischke, 2008). Dans le cas présent, ils agissent probablement via une surestimation du coefficient des MCO par rapport à la vraie valeur de β , d'une part parce que l'hétérogénéité inobservée est probablement positivement corrélée avec le nombre de contrats aidés, d'autre part parce que l'effectif en contrat aidé au sein des structures est probablement positivement corrélé à l'effectif total.

Deux stratégies sont proposées pour prendre en compte ces biais d'endogénéité. La première exploite la dimension panel des données en introduisant dans l'équation d'emploi un effet fixe au niveau de la structure. La seconde tire profit de variables instrumentales provenant d'une expérience quasi naturelle.

Dans cette étude, l'évaluation de l'effet d'aubaine est différenciée selon le caractère non marchand ou marchand du secteur. D'une part, il est possible que l'effet d'aubaine soit plus fort dans le secteur marchand. D'autre part, l'indemnisation des contrats aidés est plus généreuse dans le secteur non marchand, ce qui peut aussi influencer les effets d'aubaine, comme le suggère le modèle théorique en 2.2.

6. Une première stratégie en panel à effets fixes

Dans cette première stratégie, il est supposé que l'ensemble des biais d'endogénéité des contrats aidés peut être modélisé par un effet fixe au niveau de la structure. Il est postulé l'hypothèse forte de fixité de l'hétérogénéité inobservée des établissements.

Le modèle se réécrit :

$$l_{it} = \beta_0 + \beta \times ca_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_t + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où λ_i représente un effet fixe au niveau établissement (ou, ce qui est équivalent, un ensemble d'indicatrices d'établissement), inobservable et potentiellement corrélé avec les autres variables du modèle, contrôlant les facteurs propres aux établissements affectant à la fois le nombre de contrats aidés et l'emploi. λ_i peut par exemple capter l'efficacité inobservée et supposée fixe dans le temps des structures. L'inclusion de ce terme vise à prendre en compte le biais d'hétérogénéité inobservée, supposée fixe dans le temps, mentionné plus haut.

Le modèle (2) est estimé sur l'ensemble des données du panel, en recourant à différentes transformations pour retirer l'effet fixe. Les estimations sont conduites séparément sur les secteurs marchand et non marchand. Les écart-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le tableau 3 reporte les estimations de β , l'effet du nombre de contrats aidés sur l'emploi, selon différentes méthodes.

Tableau 3. Estimations des modèles sur panel complet (2016-2019)

	MCO	<i>Fixed-effects</i>	<i>First-difference</i>	Arellano-Bond
Secteur non marchand				
Contrats aidés	5,821***	0,942***	0,681***	0,768***
Écart-type	0,504	0,225	0,0793	0,164
R ²	0,255	0,022	-	-
N	691 617	691 617	639 431	588 761
Test AR(2) (P-value)	-	-	-	0,730
Hansen J-Stat (P-value)	-	-	-	0,436
Secteur marchand				
Contrats aidés	5,888***	0,67	0,643**	0,572
Écart-type	0,664	0,499	0,198	0,319
R ²	0,228	0,008	-	-
N	280 837	280 837	257 809	235 762
Test AR(2) (P-value)	-	-	-	0,289
Hansen J-Stat (P-value)	-	-	-	0,088
Variables de contrôle	Oui	Non	Non	Non

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, entre 2016 et 2019.

Note : MCO désigne le modèle (1) estimé par les MCO, *Fixed-effects* et *First-difference* le modèle (2) estimé par, respectivement, les *fixed-effects*, et *first-difference*. Arellano-Bond désigne le modèle (3) estimé par la méthode Arellano-Bond.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

6.1. Secteur non marchand

La 2^e colonne donne tout d'abord l'estimation par les MCO du modèle (1). Elle illustre le problème de l'endogénéité dont souffre l'estimation de ce type d'équation : le paramètre β est fortement surestimé (à 5,821), suggérant qu'une baisse de 1 contrat aidé réduirait de 5,8 unités l'emploi, ce qui est peu crédible.

La 3^e colonne estime le modèle (2), en le réécrivant pour retirer l'effet fixe au moyen d'une transformation *within* (ou *fixed-effects*) de la forme :

$$l_{it} - \bar{l}_i = \beta \times (ca_{it} - \bar{ca}_i) + \mu_t - \bar{\mu}_t + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

où les variables surmontées d'une barre désignent la moyenne individuelle des variables correspondantes (les variables \mathbf{X}_{it} sont ici fixes dans le temps, $\mathbf{X}_{it} = \mathbf{X}_i$, et disparaissent via la différence par rapport à la moyenne). Dans ce modèle l'effet fixe est retiré en soustrayant à la valeur des variables explicatives la moyenne individuelle de ces variables. L'estimation est fortement diminuée (0,942).

La 4^e colonne estime le modèle (2) en retirant l'effet fixe par différence première (modèle *first-difference*) :

$$\Delta l_{it} = \beta \times \Delta ca_{it} + \Delta \mu_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

avec $\Delta l_{it} = l_{it} - l_{it-1}$, $\Delta ca_{it} = ca_{it} - ca_{it-1}$, Δ désignant la différence première, et où les indicatrices temporelles $\Delta \mu_t$ sont toujours incluses. L'estimation de l'effet des contrats aidés est de 0,681, beaucoup plus faible que celle du modèle *within*, et plus précisément estimée.

Ces deux modèles postulent une hypothèse très forte de stricte exogénéité des variables explicatives, autrement dit :

$$E(\varepsilon_{it} | ca_1, \dots, ca_T, \lambda_i) = 0$$

Selon cette hypothèse, la corrélation entre le terme d'erreur et les variables explicatives est supposée ne provenir que de l'effet fixe. Elle est violée si les variables explicatives, à un moment du temps, sont corrélées avec le terme d'erreur ε_{it} . La forte différence entre les estimations de β selon les méthodes *fixed-effects* d'une part, et *first-difference*, d'autre part, suggère que cette hypothèse de stricte exogénéité n'est ici pas respectée (Wooldridge, 2010). Aussi, si ces modèles parviennent à prendre en compte une partie de l'hétérogénéité des structures (à la condition restrictive qu'elle soit fixe dans le temps), ils ne parviennent probablement pas à corriger les biais de simultanéité.

Le modèle de Arellano-Bond (Arellano & Bond, 1991 ; Roodman, 2009) est aussi une stratégie envisageable pour corriger à la fois les biais d'hétérogénéité et de simultanéité⁸. La méthode relâche l'hypothèse de stricte exogénéité, pour une hypothèse moins restrictive de faible exogénéité :

$$E(\varepsilon_{it} | ca_1, \dots, ca_t, \lambda_i) = 0$$

Le modèle postule toujours que les valeurs passées de la variable de contrats aidés sont non corrélées avec les termes d'erreur présents et futurs, conditionnellement à l'effet fixe. Mais il autorise une corrélation entre les chocs passés de l'emploi et le montant de contrats aidés de la période courante, prenant en compte une partie des problèmes d'endogénéité soulevés précédemment. Par exemple, il y aurait corrélation entre les termes d'erreur passés et le nombre de contrats aidés actuel si une structure en pleine expansion (pour des raisons qui varient dans le temps), qui avait accru son emploi passé, embauchait plus de contrats aidés en période courante. La méthode prend en compte en partie cette corrélation.

La méthode permet aussi de prendre en compte une dynamique. Le modèle suivant est retenu :

$$l_{it} = \theta l_{it-1} + \beta ca_{it} + \beta_1 ca_{it-1} + \gamma' \mathbf{X}_{it} + \mu_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

⁸ L'estimation par la méthode d'Arellano-Bond a été obtenue grâce au package *xtabond2* de Stata (Roodman, 2009).

Les termes passés permettent de capter une certaine inertie dans le recrutement.

Le modèle est d'abord exprimé en différence première pour retirer l'effet fixe (et donc l'effet des variables \mathbf{X}_{it} lorsqu'elles sont fixes dans le temps, ce qui est le cas ici) :

$$\Delta l_{it} = \theta \Delta l_{it-1} + \beta \Delta ca_{it} + \beta_1 \Delta ca_{it-1} + \Delta \mu_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

puis estimé par les GMM (méthode généralisée des moments), en utilisant les valeurs passées des variables endogènes comme instruments. Ces valeurs sont corrélées avec les valeurs courantes des variables endogènes, et supposées non corrélées avec le terme d'erreur courant.

Ses résultats font l'objet de la 5^e colonne du tableau 3. Pour que l'estimation soit valide, le terme d'erreur ne doit pas présenter de corrélation sérielle d'ordre 2, et le test AR(2) accrédite cette hypothèse, tandis que les instruments doivent respecter le test de suridentification, ou Hansen J-Test (pas de rejet de l'exogénéité des instruments). La sélection des variables endogènes passées qui sont utilisées comme instruments a été guidée par le souci de valider ces tests de conformité du modèle, et de limiter le nombre total d'instruments. Dans l'estimation, Δl_{it-1} est instrumenté par sa valeur en t-2, Δca_{it} est instrumenté par ses valeurs en t-1 à t-6 et Δca_{it-1} est instrumenté par ses valeurs en t-2 à t-5. Dans ce modèle, l'effet des contrats aidés est estimé à 0,77 dans le secteur non marchand, valeur intermédiaire entre les deux autres estimations en panel.

6.2. Secteur marchand

Dans le secteur marchand, les résultats des différents modèles sont similaires (tableau 3). L'effet des contrats aidés sur l'emploi total n'est cependant significativement non nul que dans le modèle en *first-difference* (0,64), et dans ce cas son niveau est similaire à celui estimé dans le secteur non marchand.

7. Une seconde stratégie exploitant une expérience quasi naturelle en 2017

7.1 Des variables instrumentales issues d'une expérience quasi naturelle en 2017

La stratégie à effets fixes n'est peut-être pas suffisante pour corriger le biais de simultanéité. Une seconde stratégie fondée sur une expérience quasi naturelle est proposée.

Cette seconde stratégie repose sur le raisonnement suivant. Supposons que, pour des raisons exogènes, une structure ne puisse pas renouveler l'un de ses contrats aidés. Comment va alors évoluer son emploi à court terme ? S'il ne baisse pas, ceci suggère que les structures ont pu rapidement remplacer leur contrat aidé perdu, et l'aide ne semble pas alors déterminante pour l'embauche. L'effet d'aubaine y serait total : la totalité des contrats aidés auraient tout de même été créés sans le dispositif. Si, en revanche, il baisse d'une unité (ou plus), la structure n'a pas pu remplacer son emploi perdu : l'effet d'aubaine serait nul. Enfin, si l'emploi baisse en moyenne de 0,5, l'effet d'aubaine serait alors de 50 %.

Or, une expérience quasi naturelle semblable s'est produite en France en 2017. Elle offre des conditions proches de ce choc exogène nécessaire à la mesure de l'effet d'aubaine : la nette réduction des enveloppes de contrats aidés entrave fortement le renouvellement des contrats aidés à partir de juin 2017.

À cette date, la ministre du Travail, Murielle Pénicaud, annonce une réduction importante des enveloppes de contrats aidés. Avant juin 2017, les structures employant des contrats aidés pouvaient s'attendre à ne pas rencontrer de difficultés à obtenir le renouvellement des contrats en cours, ou un nouveau contrat. Cette annonce entraîne deux conséquences pour les structures recourant aux contrats aidés. Tout d'abord, elle constitue un choc exogène (non anticipé) qui tend à réduire le nombre de contrats aidés (devenus plus difficiles à renouveler) des structures sans qu'elles l'aient choisi *ex-ante*. D'autre part, les structures sont d'autant plus affectées par ce choc que leur proportion de contrats aidés sur le point de se terminer dans les prochains mois est la plus forte.

Intuitivement, après juin 2017, les structures pour lesquelles l'effet d'aubaine est faible auront d'autant plus de mal à renouveler leur effectif que leur nombre de contrats aidés sur le point de s'achever est élevé. Autrement dit, si l'effet d'aubaine est faible, on s'attend à ce que les structures qui ont la plus grande part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer voient leur emploi plus fortement et rapidement baisser après juin 2017 que pour les autres structures.

Aussi, la part des contrats aidés de chaque structure sur le point de s'achever, à compter de la fin juin 2017, paraît présenter les 3 propriétés d'une variable instrumentale (Angrist & Pischke, 2008) :

- *hypothèse de 1^{re} étape* : elle est corrélée (ici négativement) au nombre de contrats aidés. Plus elle est élevée, plus le nombre de contrats aidés de la structure devrait diminuer après les annonces de juin 2017, toutes choses égales par ailleurs ;
- *hypothèse d'indépendance* : elle est aléatoirement répartie au sein des structures. La distribution des dates de signature et de fin théorique des contrats aidés en juin 2017 peut vraisemblablement être considérée comme aléatoire, conditionnellement au moment choisi par le gouvernement pour faire ses annonces. Les structures sont en effet prises au dépourvu par cette annonce qu'elles n'ont vraisemblablement pas pu anticiper ;
- *hypothèse d'exclusion* : elle n'influence sans doute pas le volume d'emploi autrement que par son effet sur le volume de contrats aidés.

Autrement dit, cette variable influe sur l'évolution du nombre de contrats aidés sans affecter l'emploi par un autre canal, ce qui est la définition d'une variable instrumentale.

L'analyse présente cependant l'inconvénient d'être locale, dans le sens où elle n'est valide qu'autour du 2^e trimestre 2017, date de l'annonce gouvernementale et où la variable instrumentale a un sens économique. Elle est donc dépendante, par exemple, des conditions économiques propres à ce trimestre, qui peuvent à leur tour avoir une incidence sur l'effet d'aubaine. Par exemple, il est possible que l'effet d'aubaine soit plus faible en période de conjoncture dégradée, les structures étant sans doute, durant ces périodes, plus contraintes financièrement et moins enclines à l'embauche sans l'aide.

7.2. Les variables instrumentales retenues

Trois variables instrumentales sont envisagées dans cette étude (tableau 4, Annexe A graphique A3). Ces variables traduisent toutes l'idée de proximité des contrats aidés à leur échéance, et ce à compter de l'annonce gouvernementale de la réduction importante de l'enveloppe budgétaire accordée aux contrats aidés (prise par convention dans cet article au 1^{er} juillet 2017). Elles seront comparées et discutées dans la suite du document. Ces variables instrumentales sont :

- *Extinction_Jours60* : la durée (en jours), à compter du 1^{er} juillet 2017, où au moins 60 %⁹ des contrats aidés de la structure vont théoriquement s'éteindre ;
- *Restant_Jours_ParCA* : la durée (en jours) moyenne restante des contrats aidés à partir du 1^{er} juillet 2017 ;
- *Prop_Sortie_6Mois* : le pourcentage de contrats aidés (parmi ceux en stock) qui vont s'arrêter théoriquement dans les 6 mois à compter du 1^{er} juillet 2017.

Tableau 4. Distribution des variables instrumentales retenues

Centiles	1 %	5 %	10 %	25 %	50 %	75 %	90 %	95 %	99 %
Extinction_Jours60 (jours)	5	31	62	95	184	272	328	353	518
Restant_Jours_ParCA (jours)	5	31	62	97	168	243	306	340	466
Prop_Sortie_6Mois (%)	0	0	0	0	66,6	100	100	100	100

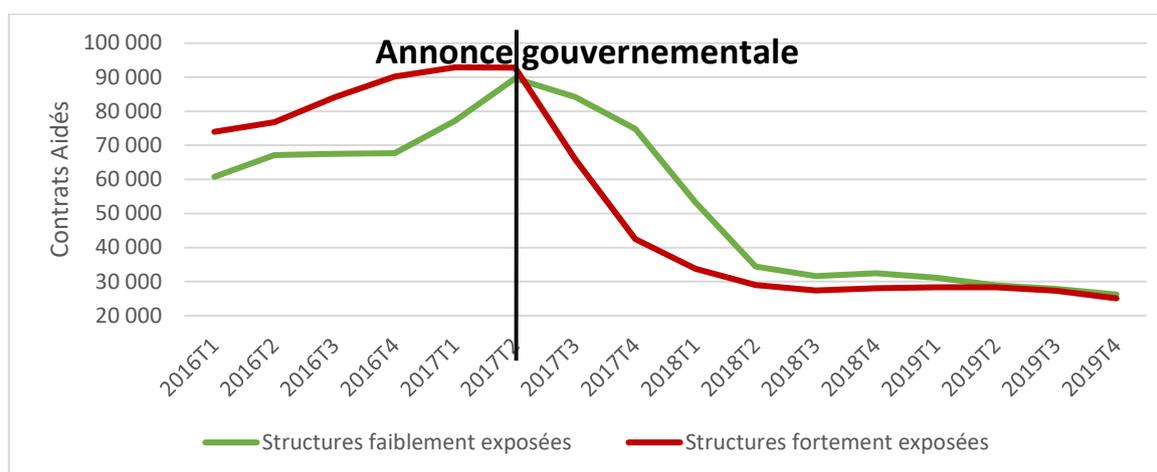
Sources : Contrats aidés (Dares, ASP).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : pour 50 % des structures, au moins 60 % des contrats aidés arriveront à échéance dans moins de 184 jours à compter du 1^{er} juillet 2017 (variable *Extinction_Jours60*). De même, pour 50 % des structures, la durée moyenne restante pour chaque contrat en stock le 1^{er} juillet 2017 est de 168 jours (variable *Restant_Jours_ParCA*) et 66,6 % des contrats en stock vont s'éteindre dans les 6 mois à compter du 1^{er} juillet 2017 (variable *Prop_Sortie_6Mois*).

Ces variables semblent avoir les propriétés des variables instrumentales. D'une part, elles sont corrélées au nombre de contrats aidés des structures après le 2^e trimestre 2017. En effet, plus les contrats approchent de leur échéance au 1^{er} juillet 2017, plus les structures auront du mal à les renouveler, car l'offre globale de contrats aidés s'est fortement réduite après.

Graphique 3. Évolution du nombre de contrats aidés des établissements selon leur exposition à la diminution des contrats aidés



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé (CUI) en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} trimestre 2016, les structures faiblement exposées à l'arrivée à échéance de leur stock de CUI à la fin du 2^e trimestre 2017 avaient en stock 60 751 CUI.

Note : voir 7.2 pour la méthode de calcul du degré d'exposition des structures.

⁹ Le taux de 60 % a été retenu après des analyses exploratoires indiquant qu'il semble aboutir à une bonne séparation entre les structures exposées ou non à la réduction des contrats aidés.

Le graphique 3 illustre cette corrélation¹⁰. Pour le tracer, l'ensemble des structures employeuses de contrats aidés est scindé en deux groupes : d'une part les structures fortement exposées à la réduction des enveloppes de contrats aidés au 1^{er} juillet 2017, et d'autre part celles qui le sont faiblement. Les structures fortement exposées sont celles pour lesquelles au moins un des 2 instruments (à l'exclusion de *Prop_Sortie_6Mois*) a une valeur inférieure à sa médiane : les emplois aidés de ces structures au 1^{er} juillet 2017 sont sur le point de s'éteindre. Au contraire, les structures faiblement exposées ont les deux instruments au-dessus de leur médiane respective : le délai avant l'extinction de leurs contrats aidés est plus important. Selon le graphique, après le 2^e trimestre 2017, les établissements fortement exposés ont vu leurs contrats aidés plus fortement baisser que les établissements faiblement exposés : les instruments proposés sont donc bien corrélés au nombre de contrats aidés¹¹.

Tableau 5. Évolution du nombre de contrats aidés des établissements selon leur exposition à la diminution des contrats aidés

Instrument (<i>Restant_Jours_ParCA</i>)	Évolution des contrats aidés entre 2017-T2 et 2017-T3 (%)			Total
	En baisse	Stable	En hausse	
1 ^{er} quartile	16,9	7,7	0,4	25,0
2 ^e quartile	7,8	16,4	0,9	25,0
3 ^e quartile	5,7	18,4	1,5	25,6
4 ^e quartile	2,3	20,4	1,7	24,4
Total	32,7	62,9	4,4	100,0

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, 16,9 % des structures ont une valeur de l'instrument *Restant_Jours_ParCA* inférieure à son 1^{er} quartile et ont réduit leur nombre de contrats aidés.

Autre illustration de la pertinence de l'instrument, entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, le volume de contrats aidés de la structure tend à être plus souvent inchangé lorsque la durée moyenne restante des contrats aidés mi-2017 (l'instrument) est élevée (tableau 5).

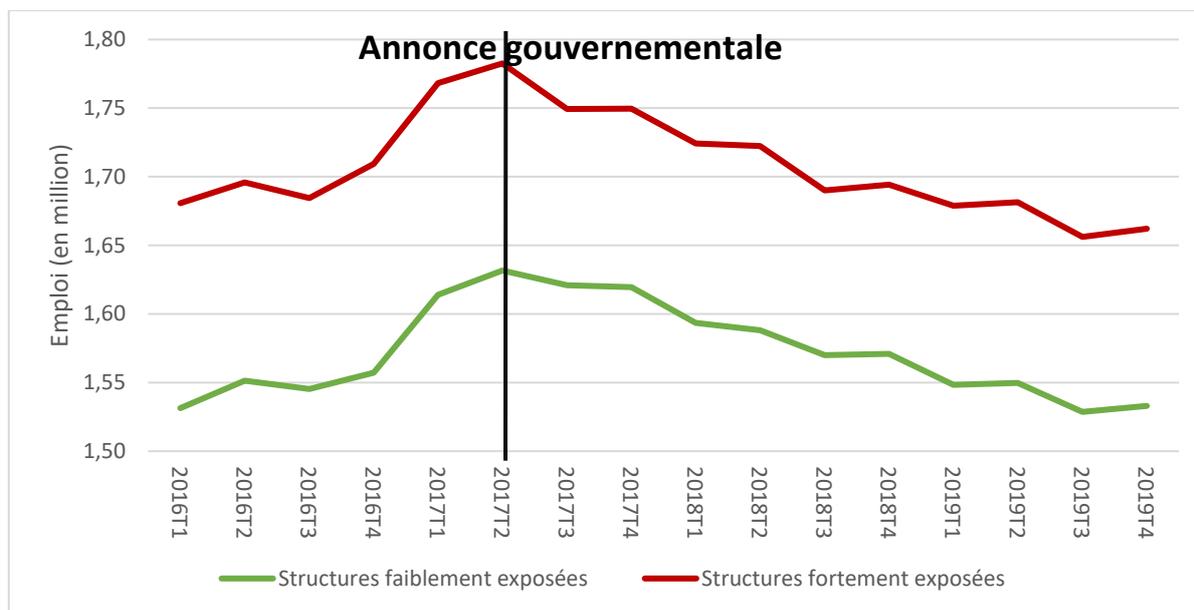
Par ailleurs, ces variables sont vraisemblablement aléatoirement réparties entre les structures. En effet, il semble raisonnable de postuler que les contrats aidés en stock au 1^{er} juillet 2017 sont la résultante des politiques d'emploi passées de la structure, de sorte que la distribution des dates de fin des contrats aidés au 1^{er} juillet 2017 peut être considérée comme aléatoire. Rien ne laisse penser que les structures aient pu anticiper l'annonce.

Enfin, on peut penser que ces variables ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur de l'équation d'emploi, notamment parce que l'annonce n'a sans doute pas pu être anticipée par les structures. Il est probable qu'elles n'influencent le nombre d'emplois de la structure que par leur seul effet sur le nombre de contrats aidés.

¹⁰ En Annexe B, le graphique B1 exprime l'exposition à la fin des contrats aidés selon les quartiles de l'instrument *Restant_Jours_ParCA*. Les conclusions sont similaires.

¹¹ Rappelons cependant que, si dans ce graphique la variable instrumentale est dichotomisée dans une optique illustrative, celle-ci est néanmoins continue dans le modèle d'estimation.

Graphique 4. Évolution de l'emploi des établissements selon leur exposition à la diminution des contrats aidés



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} trimestre 2016, les structures faiblement exposées à l'arrivée à échéance de leur stock de contrats aidés à la fin du 2^e trimestre 2017 employaient 1,53 million de salariés.

Note : voir 7.2 pour la méthode de calcul du degré d'exposition des structures. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Cependant, l'hypothèse d'exogénéité des variables instrumentales serait notamment contestable si les structures les moins exposées à court terme à l'annonce gouvernementale (celles dont la part des contrats aidés sur le point de se terminer est la plus faible) sont aussi celles qui ont plus massivement accru leur emploi (aidé et non aidé) juste avant, par exemple parce qu'elles sont en phase de développement. Il y aurait alors corrélation entre les inobservables de l'équation d'emploi et les variables instrumentales, violant leurs hypothèses de validité. Le graphique 3 suggérerait une telle possibilité, puisqu'il laisse penser que les structures les moins exposées à la suite de la réduction des prescriptions de contrats aidés ont recruté plus massivement des contrats aidés juste avant le 2^e trimestre 2017 que les structures les plus exposées.

Néanmoins, l'évolution de l'emploi avant l'annonce gouvernementale reste très similaire que les structures soient fortement ou au contraire faiblement exposées à l'extinction de leurs contrats aidés (graphique 4¹²). En outre, l'emploi baisse plus fortement après l'annonce dans les structures plus fortement exposées. Ce résultat rassurant renforce la crédibilité des instruments proposés. Cet aspect est discuté plus en profondeur en partie 8.1.

¹² Figure en Annexe B, graphique B2 figure, le même graphique mais en exprimant l'exposition à la fin des contrats aidés par les quartiles de l'instrument *Restant_Jours_ParC.A.* Les conclusions sont similaires.

7.3. Stratégie d'estimation par variable instrumentale

Le principe de l'estimation consiste à régresser par les Doubles Moindres Carrés (DMC, *Two-Stage Least Squares* ou 2SLS, Angrist & Pischke, 2008 ; Wooldridge, 2010), aux alentours du 2^e trimestre 2017, le modèle suivant :

$$\Delta l_{it+1} = \beta \times \Delta ca_{it+1} + \gamma' X_{it} + \Delta \mu_{t+1} + \Delta \varepsilon_{it+1} \quad (4)$$

où $\Delta l_{it+1} = l_{i2017T3} - l_{i2017T2}$ et $\Delta ca_{it+1} = ca_{i2017T3} - ca_{i2017T2}$ désignent respectivement la différence première du montant d'emploi et de contrats aidés de la structure i entre le 2^e (t) et le 3^e ($t+1$) trimestre 2017. L'équation modélise donc l'accroissement trimestriel de l'emploi entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017 sur la variation du nombre de contrats aidés Δca_{it+1} et les variables de contrôle (exprimées en niveau au 2^e trimestre 2017). Dans l'estimation, la variation du nombre de contrats aidés est instrumentée par les instruments retenus. Le raisonnement en différence première implique que l'estimation prend en compte un effet fixe au niveau de l'établissement.

Dans cette équation, et contrairement aux estimations précédentes en panel, les variables de contrôle X_{it} sont conservées et exprimées en niveau. Considérées comme exogènes, elles permettent de mieux exploiter les variables instrumentales dans l'estimation de l'équation de première étape des Doubles Moindres Carrés. Ce choix de modélisation présente l'avantage de réintégrer les variables fixes dans le temps (exclues des équations à effets fixes) dans l'estimation. Elles permettent alors de caractériser la croissance trimestrielle de l'emploi dans les structures.

L'estimation de l'effet d'aubaine par la méthode des Doubles Moindres Carrés consiste alors :

- 1^{ère} étape : tout d'abord à régresser Δca_{it+1} sur Z_{it} (variables instrumentales au 2^e trimestre 2017), X_{it} et $\Delta \mu_{t+1}$, puis en extraire la valeur prédite $\widehat{\Delta ca_{it+1}}$:
- 2^e étape : puis de régresser Δl_{it+1} sur $\widehat{\Delta ca_{it+1}}$, X_{it} et $\Delta \mu_{t+1}$ afin d'obtenir l'estimation de β .

Les estimations sont une fois de plus conduites sur les secteurs marchand et non marchand séparément. Les écart-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

7.4. Les résultats du modèle à variables instrumentales

Dans cette partie sont présentés les résultats des modèles à variables instrumentales établis autour du 2^e trimestre 2017.

Le modèle (4) est estimé en instrumentant la variation du nombre de contrats aidés par chacune des variables instrumentales, prises séparément ou ensemble. Les variables de contrôle X_{it} sont généralement incluses dans l'estimation et considérées comme exogènes, de sorte qu'elles apparaissent également en tant qu'instruments dans l'équation de première étape des Doubles Moindres Carrés. Elles sont considérées en niveau, à leur valeur du 2^e trimestre 2017.

Les résultats dans le secteur non marchand sont reportés dans le tableau 6. Les colonnes FD1 et FD2 désignent les résultats de l'estimation du modèle (4) entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017 par les MCO (ce qui revient à estimer un modèle *first-difference*), sans ou avec variables de contrôle. Les colonnes IV1 à IV6 estiment le même modèle, mais en instrumentant l'évolution du nombre de contrats aidés au sein de la structure par différents jeux de variables instrumentales, dont l'estimation dans l'équation de 1^{ère} étape est visible dans le quadrant « Équation de première étape (instruments) ». Enfin, les deux dernières colonnes reportent l'estimation en variables instrumentales du modèle en remplaçant le 3^e trimestre 2017 dans la différence première par, respectivement, le 4^e trimestre 2017 et le 1^{er} trimestre 2018.

7.4.1. Validité des instruments

Tout d'abord, les tests de validité des variables instrumentales sont tous respectés. Les instruments ne sont pas faibles, comme en témoignent les fortes valeurs de la statistique F (bien au-delà du seuil conventionnel de 10 retenu pour statuer sur la présence d'un instrument faible) et la large significativité des instruments dans l'équation de 1^{ère} étape. Ils sont donc bien fortement corrélés avec l'évolution du nombre de contrats aidés entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017.

En outre, dans l'équation de 1^{ère} étape, ils sont de signe cohérent avec l'intuition. Ainsi, plus le nombre moyen de jours restant avant la fin des contrats aidés est élevé, moins la structure tend à diminuer son volume de contrats aidés après le 2^e trimestre 2017. Il en est de même plus le nombre de jours avant que 60 % des contrats aidés de la structure ne s'éteignent est élevé. Inversement, plus la proportion de contrats aidés sur le point de s'achever dans les 6 mois à compter de la fin du 2^e trimestre 2017 est élevée, plus la structure tend à diminuer son stock de contrats aidés.

Enfin, ils respectent largement le test de suridentification (Hansen J-Test), avec une p-value proche de 1, ce qui suggère qu'ils sont bien exogènes dans l'équation. Toutefois, le test de suridentification ne permet que de s'assurer de la cohérence avec l'hypothèse d'exogénéité d'un jeu de plusieurs variables instrumentales. Il ne peut être mené que sous l'hypothèse de disposer de plusieurs variables instrumentales, dont l'une au moins est supposée exogène. Or, la logique des instruments considérés étant similaire, ce résultat pourrait aussi être observé si tous les instruments étaient non valides (Deaton, 2010). Mais, le test de suridentification est toujours respecté lorsque chacune des trois variables instrumentales retenues est associée à une valeur retardée de Δca_{it} dans le test, recourant alors à une stratégie similaire à celle utilisée par la méthode Arellano-Bond. Ces résultats positifs renforcent l'hypothèse de validité des instruments. Tous ces éléments semblent donc accréditer la pertinence des variables instrumentales retenues. Enfin, la statistique C-stat suggérerait également que la variable dépendante Δca_{it} n'est pas endogène dans la régression.

7.4.2. Résultats

Tout d'abord, dans le secteur non marchand, les modèles FD1 et IV1 montrent que la prise en compte des variables de contrôle supposées exogènes est importante, les estimations étant un peu différentes lorsqu'elles ne sont pas incluses (tableau 6). Par ailleurs, les estimations en variables instrumentales sont légèrement réduites par rapport à celles en différence première, et deux fois moins précises. Elles sont aussi assez similaires entre elles quel que soit le jeu d'instruments choisi.

Trois modèles à variables instrumentales estiment β entre 0,63 et 0,74 (IV2, IV5 et IV6), proche des estimations en différence première et Arellano-Bond sur données complètes¹³.

L'instrument *Extinction_Jours60*, pris seul (modèle IV3), semble néanmoins aboutir à un résultat un peu plus élevé que les autres modèles. Ceci peut peut-être s'expliquer par le fait que l'hypothèse d'un β constant entre les structures n'est pas valide (voir encadré en 8.2). Alors, les instruments estimerait β sur des sous-populations différentes, les populations des *compliers*, qui diffèrent selon les instruments choisis. Or, les *compliers* définis avec l'instrument *Extinction_Jours60* sont un peu moins souvent des établissements sanitaires publics (Annexe C, tableau C2), et l'estimation de β est plus faible dans ces établissements (tableau 8). Ceci pourrait expliquer l'estimation plus forte de β dans le modèle à variables instrumentales utilisant l'instrument *Extinction_Jours60*.

¹³ En outre, l'estimation de β est de 0,67 (une nouvelle fois dans l'intervalle mentionné), lorsque l'on utilise comme variables instrumentales uniquement les valeurs passées au rang 1 et 2 de Δca_{it} . Une stratégie proche de Arellano-Bond est utilisée.

Tableau 6. Estimations des modèles à variables instrumentales autour du 2^e trimestre 2017, dans le secteur non marchand

	FD1	FD2	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5	IV6	2017T4	2018T1
Contrats aidés	0,856***	0,801***	0,984***	0,737***	0,944***	0,85	0,713***	0,630**	0,345*	0,349
Écart-type	0,0899	0,0917	0,197	0,212	0,234	0,469	0,197	0,208	(0,152)	(0,569)
Équation de première étape (instruments)										
Restant_Jours_ParCA			0,00315***	0,00303***			0,00348***	0,00341***	0,00392***	0,00341***
Extinction_Jours60					0,00259***			0,000068		
Prop_Sortie_6Mois						-0,00321***	0,00177***	0,00178***		
R ²	0,0174	0,036	0,017	0,0359	0,0355	0,0359			0,0529	0,0186
N	46 284	46 284	46 284	46 284	46 284	46 284	46 284	46 284	45 039	43 482
F-stat			1 216	931	824	481	592	399	717	223
Hansen J-stat (P-value)							1	1		
C-stat (P-value)			0,537	1	1	1	1	0,416	1	1
Variables de contrôle	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur non marchand.

Note : les colonnes FD1 et FD2 désignent l'estimation de la régression de $\Delta l_{it+1} = l_{i2017T3} - l_{i2017T2}$ sur $\Delta ca_{it+1} = ca_{i2017T3} - ca_{i2017T2}$, avec ou sans variable explicative. Les colonnes IV1 à IV6 reportent les estimations du même modèle où Δca_{it+1} est instrumenté par différents jeux de variables instrumentales. Ces jeux d'instruments figurent dans le quadrant « Équation de première étape (instruments) » du tableau. Enfin, la colonne 2017T4 (respectivement 2018T1) représente l'estimation du modèle à variables instrumentales où les valeurs de ca_{it+1} et l_{it+1} au 3^e trimestre 2017 dans la différence première sont remplacées par leurs valeurs au 4^e trimestre 2017 (respectivement 1^{er} trimestre 2018).

Dans le cas des modèles à variables instrumentales, le quadrant « Équation de première étape (instruments) » affiche l'estimation des instruments (variables de contrôle exogènes exclues) dans l'équation de première étape des Doubles Moindres Carrés.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Tableau 7. Estimations des modèles à variables instrumentales autour du 2^e trimestre 2017, dans le secteur marchand

	FD1	FD2	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5	IV6	2017T4	2018T1
Contrats aidés	0,284	0,351	0,418**	0,395**	0,494***	1,39	0,377**	0,351	0,811*	1,451*
Écart-type	0,273	0,275	0,129	0,126	0,145	1,22	0,123	0,781	0,360	0,587
Équation de première étape (instruments)										
Restant_Jours_ParCA			0,00305***	0,00313***			0,00398***	0,00729***	0,00395***	0,00270***
Extinction_Jours60					0,00285***			-0,00329***		
Prop_Sortie_6Mois						-0,000699***	0,00350***	0,00345***		
R ²	0,00154	0,0146	0,00119	0,0143	0,0139				0,00339	0,0195
N	19 414	19 414	19 414	19 414	19 414	19 414	19 414	19 414	18 950	18 251
F-stat			2 381	2 419	1 952	41	1 203	866	2 782	1 195
Hansen J-stat (P-value)							1	1		
C-stat (P-value)			0,586	1	1	1	1	0,0884	1	1
Variables de contrôle	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur marchand.

Note : les colonnes FD1 et FD2 désignent l'estimation de la régression de $\Delta l_{it+1} = l_{i2017T3} - l_{i2017T2}$ sur $\Delta ca_{it+1} = ca_{i2017T3} - ca_{i2017T2}$, avec ou sans variable explicative. Les colonnes IV1 à IV6 reportent les estimations du même modèle où Δca_{it+1} est instrumenté par différents jeux de variables instrumentales. Ces jeux d'instruments figurent dans le quadrant « Équation de première étape (instruments) » du tableau. Enfin, la colonne 2017T4 (respectivement 2018T1) représente l'estimation du modèle à variables instrumentales où les valeurs de ca_{it+1} et l_{it+1} au 3^e trimestre 2017 dans la différence première sont remplacées par leurs valeurs au 4^e trimestre 2017 (respectivement 1^{er} trimestre 2018).

Dans le cas des modèles à variables instrumentales, le quadrant « Équation de première étape (instruments) » affiche l'estimation des instruments (variables de contrôle exogènes exclues) dans l'équation de première étape des Doubles Moindres Carrés.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Les résultats du modèle IV2 semblent bien résumer les différentes spécifications. Ils sont très proches des estimations utilisant les instruments *Restant_Jours_ParCA* et *Prop_Sortie_6Mois*, et proches (bien qu'un peu plus élevés) de ceux du modèle IV6 retenant l'ensemble des instruments. Par souci de clarté et concision, ce sont les résultats qui sont privilégiés dans la suite de cette étude. **Ainsi, dans le secteur non marchand, une suppression de 100 emplois aidés se traduirait par une suppression nette de 74 emplois, aboutissant à un effet d'aubaine de 26 %¹⁴.**

Les résultats dans le cas du secteur marchand sont reportés dans le tableau 7. L'estimation à variables instrumentales est assez similaire à celle en différence première, et sa précision est améliorée par rapport à celle de l'estimateur en différence première avec variables de contrôle. Ce résultat notable est un peu contre-intuitif, car les estimations d'un même modèle en variables instrumentales sont généralement moins précises que celles par les MCO. Il peut peut-être s'expliquer par une très bonne qualité des instruments retenus.

Les résultats semblent généralement s'accorder sur une estimation de β comprise entre 0,35 et 0,40. Les instruments *Extinction_Jours60* et surtout *Prop_Sortie_6Mois* conduisent cependant à des estimations un peu différentes et qui semblent moins crédibles. Le modèle IV2, assez séduisant d'autant qu'il est en cohérence avec les modèles de différence première, est une nouvelle fois privilégié. Dans le cas du secteur marchand, les résultats du modèle à variables instrumentales sont toutefois un peu plus faibles que ceux obtenus sur l'ensemble du panel.

Ainsi, dans le secteur marchand, une suppression de 100 emplois aidés se traduirait par une suppression nette de 39 emplois, aboutissant à un effet d'aubaine de 61 %. L'effet d'aubaine dans le secteur marchand semble donc près de 2,5 fois plus élevé que dans le secteur non marchand.

Ces estimations d'effet d'aubaine sont conformes à celles mesurées dans la littérature empirique. Elles sont d'ailleurs similaires à celles trouvées par Mougin & Rey (2015) au moyen d'une enquête auprès des employeurs (l'aubaine y est estimée à 26 % dans le non marchand et 75 % dans le marchand, Annexe E)¹⁵.

7.4.3. L'effet d'aubaine à plus long terme

À plus long terme, l'estimation de β diminue dans le secteur non marchand, tandis qu'elle s'accroît dans le secteur marchand. Ce résultat pourrait traduire une évolution de l'effet d'aubaine à mesure que l'horizon temporel s'allonge. Il est aussi compatible avec le fait que les instruments ne sont valides que localement, autour du 2^e trimestre 2017, et que leurs hypothèses de validité ne sont peut-être plus respectées après (voir aussi Annexe B, tableau B4).

¹⁴ Il convient de souligner qu'est étudié dans l'analyse l'effet sur l'emploi de *l'arrêt*, et non *l'embauche* d'un contrat aidé. Or, il n'est pas garanti que cet effet soit symétrique (cf. section 9.3 pour une discussion plus détaillée sur les limites de l'étude).

¹⁵ Mougin & Rey (2015) distinguent l'effet d'aubaine proprement dit (sans l'aide, l'emploi aurait bien été proposé à la même personne) et l'effet de substitution (sans l'aide, l'emploi aurait bien été créé, mais proposé à une autre personne). Dans cette étude, ces deux effets ne peuvent pas être séparés. De la même manière, Mougin & Rey (2015) isolent l'effet d'emploi proprement dit (en l'absence d'aide, l'embauche n'aurait pas eu lieu) et l'effet d'anticipation (en l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au moins six mois plus tard). Ces deux effets ne peuvent pas être distingués ici et sont regroupés dans l'effet emploi, car seule l'évolution de l'emploi dans les 3 mois à compter du 1^{er} juillet 2017 est observée. Pour pouvoir comparer les résultats des deux études, il convient donc de sommer les effets aubaine et substitution dans Mougin & Rey (2015). Ce point est discuté plus avant en annexe E.

8. Discussion des résultats

8.1. L'exogénéité des variables instrumentales en question

Les variables instrumentales Z_{it} retenues ici sont supposées respecter l'hypothèse suivante :

$$E(\Delta\varepsilon_{it+1}|Z_{it}, X_{it}, \lambda_i) = 0$$

autrement dit que le terme d'erreur de l'équation est non corrélé avec les variables instrumentales, conditionnellement aux variables explicatives et à l'effet fixe. Pour rappel, dans ces équations de première et deuxième étape de l'estimation à variables instrumentales, les variables explicatives, supposées exogènes, sont incluses dans l'estimation.

Il est fort plausible que les instruments soient aléatoirement distribués au sein des structures, qui n'ont sans doute pas pu anticiper l'annonce gouvernementale. En ce sens, ils s'apparentent aux résultats de la loterie utilisés par Angrist (1990) lors de son étude sur la circonscription durant la guerre du Vietnam. Pour autant, le caractère aléatoire de la variable n'est peut-être pas à lui seul suffisant pour lui conférer le statut d'instrument (voir, à ce titre, Keane, 2010, recensant plusieurs arguments relativisant la pertinence de la variable instrumentale retenue dans l'étude d'Angrist).

Notamment, la stratégie d'estimation en variable instrumentale serait contestable si la part des contrats aidés sur le point de se terminer à la fin du 2^e trimestre 2017 était corrélée avec l'inobservable de l'emploi, conditionnellement aux variables explicatives retenues dans le modèle. Ceci pourrait être le cas si les structures pour lesquelles cette part est la plus faible sont différentes de celles pour lesquelles elle est la plus importante, et si cette différence est corrélée avec leur volume d'emploi. On pourrait notamment objecter que les structures qui ont la plus faible part de leurs contrats aidés sur le point de se terminer sont des structures qui ont recruté récemment en contrats aidés, par exemple parce qu'elles sont en plein développement économique. Celui-ci pourrait s'accompagner d'une hausse de l'emploi non aidé, de sorte que la variable instrumentale serait corrélée avec l'inobservable de l'emploi.

Plusieurs arguments peuvent être avancés pour réaffirmer l'exogénéité des variables instrumentales ici utilisées.

Tout d'abord, le graphique 4 déjà commenté s'avère rassurant, suggérant que les structures fortement et faiblement exposées à l'extinction des contrats aidés ont connu une évolution de l'emploi très similaire avant l'annonce gouvernementale (voir aussi Annexe B, graphique B2).

Ensuite, l'exogénéité est supposée conditionnellement aux variables explicatives et au terme d'effet fixe. Or, associé aux variables explicatives, l'effet fixe modélise, au moins en partie, la particularité des structures (telle son plus grand dynamisme ou le fait qu'elle soit en expansion), à la condition peu restrictive ici que cet effet soit fixe entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017.

Par ailleurs, un test de cohérence peut être conduit pour conforter cette hypothèse. Il consiste à régresser l'emploi (en variation trimestrielle) sur l'instrument et les variables de contrôle au cours de la période précédant l'annonce de réduction des contrats aidés. Si l'instrument, établi à la fin du 2^e trimestre 2017, est bien exogène, il ne devrait être significativement différent de 0 que dans le modèle entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017 (l'instrument ayant à cette période, par hypothèse, une incidence sur la variation de l'emploi uniquement via celle sur la variation des contrats aidés), et pas avant. Dans les faits, l'instrument est bien significatif entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, et aussi entre le 1^{er} et le 2^e trimestre 2017 (et entre le 1^{er} et le 2^e trimestre 2016, ce qui est plus ancien), mais ne l'est pas autrement (Annexe B, tableau B3).

Ce résultat suggérerait donc que l'éventuel problème d'exogénéité de l'instrument, s'il existe, se restreindrait au trimestre précédant celui étudié. Un test de robustesse possible consiste à remplacer dans le modèle (4) l'évolution entre les 2^e et 3^e trimestres 2017, par celle entre le 1^{er} et 3^e trimestre 2017, ou celle entre le 4^e trimestre 2016 et le 3^e trimestre 2017. Or, les résultats sont alors très peu modifiés, renforçant ainsi leur robustesse (Annexe B, tableau B2).

Enfin, les résultats sont similaires à ceux obtenus avec des modèles s'appuyant sur des hypothèses différentes, comme celles retenues dans la méthode d'Arellano-Bond.

L'ensemble de ces éléments renforcent ainsi la pertinence de la stratégie en variables instrumentales et la validité de l'analyse.

8.2. Le cas de l'effet d'aubaine hétérogène entre les structures

L'analyse s'appuie sur la stratégie des variables instrumentales. Deux possibilités se présentent alors. Soit l'analyse postule l'hypothèse, potentiellement forte, d'une constance de β entre les structures : l'effet d'aubaine est supposé identique pour chacune des structures (du secteur marchand d'une part, et du secteur non marchand d'autre part). Dans ce cas, les estimations obtenues mesurent bien l'effet d'aubaine pour l'ensemble des structures employant des contrats aidés des secteurs concernés.

Pour autant, l'analyse des effets d'aubaine par statut de la structure employeuse (cf. 8.3) inviterait *a priori* à douter de cette hypothèse de constance de β . Or, si β n'est pas constant mais au contraire hétérogène suivant les structures, l'estimateur des variables instrumentales estime alors le LATE (*Local Average Treatment Effect*), et non l'ATE (*Average Treatment Effect*), comme l'ont clarifié Imbens & Angrist (1994) (voir encadré ci-dessous).

Encadré. Que mesure l'estimateur des variables instrumentales ?

Une présentation de ces notions figure dans Givord (2015).

1. L'exemple de l'expérience aléatoire

L'évaluation d'une politique, par exemple, une formation auprès des demandeurs d'emploi, peut être menée dans le cadre d'une expérience au cours de laquelle certains demandeurs d'emploi, sélectionnés aléatoirement, bénéficient de la formation, tandis que d'autres, eux aussi aléatoirement sélectionnés, n'en bénéficient pas. En comparant les trajectoires professionnelles de ces deux groupes de personnes, on peut alors évaluer l'ATE (*Average Treatment Effect*), l'efficacité de la formation sur l'ensemble de la population.

La sélection aléatoire des bénéficiaires et non bénéficiaires garantit que l'évaluation n'est pas entachée par des biais de sélection, par exemple parce que les personnes les plus employables ou les plus motivées, qui ont donc de meilleures perspectives de retour à l'emploi, peuvent plus souvent se porter volontaires pour suivre la formation.

Cependant, en pratique, les individus impliqués dans l'expérience ne se comportent pas toujours conformément à leur assignation. Certaines personnes affectées à la formation peuvent la refuser, tandis que d'autres non affectées peuvent réussir à la suivre par leurs propres moyens. Quatre types de populations peuvent être rencontrés :

- les conformistes (*compliers*) : ils se comportent conformément à l'assignation. Ils suivent la formation s'ils sont sélectionnés, et ne la suivent pas dans le cas contraire ;
- les assidus (*always-takers*) : ils participent à la formation dans tous les cas de figure ;
- les réfractaires (*non-takers*) : ils refusent la formation, qu'ils y soient assignés ou non ;
- les contestataires (*defiers*) : ils se comportent à l'opposé de leur affectation. Ils ne participent pas à la formation s'ils y sont assignés, mais y participent s'ils n'y sont pas assignés.

Les assidus, réfractaires et contestataires sont des non conformistes (*non-compliers*).

La non-conformité au groupe d'assignation des individus n'est sans doute pas, elle, aléatoire, de sorte que le mécanisme de répartition au hasard ne suffit plus pour retirer les biais de sélection. L'expérience aléatoire ne permet donc pas de mesurer l'ATE, la mesure de l'effet de la politique publique sur l'ensemble de la population, mais un indicateur moins général, le LATE (*Local Average Treatment Effect*), l'effet de la politique sur les seuls *compliers*, la population qui s'est conformée à l'assignation. Si l'on fait l'hypothèse que chaque individu bénéficie de la même façon de la formation (l'effet de la formation est le même pour tous), cette distinction n'est pas problématique, et le LATE est égal à l'ATE. Pour autant, cette hypothèse est très restrictive. Si l'on considère qu'il est possible que la formation bénéficie différemment aux *compliers* et aux *non-compliers*, il peut y avoir une différence entre la valeur du LATE et de l'ATE.

La population des *compliers* peut être un sous-ensemble restreint de la population totale, de sorte que les capacités d'extrapolation du LATE à l'ensemble de la population sont faibles. Elle peut au contraire concerner la majorité de la population, ce qui suggère alors que le LATE est proche de l'ATE.

Enfin, lors de l'expérience, on ne peut observer le comportement d'un individu (sa participation ou non à la formation) que conditionnellement à son affectation ou non à la formation. Par exemple, on ne peut pas savoir quelle aurait été la participation d'une personne qui a assisté à la formation après y avoir été affectée, dans l'hypothèse alternative où elle n'aurait pas été affectée à cette formation. Il n'est donc pas possible de repérer les individus *compliers* et *non-compliers*, ce qui complique l'analyse. On peut cependant évaluer le poids relatif de ces sous-populations.

2. Dans le cas des évaluations par variable instrumentale

Le raisonnement précédent se généralise aux études par variable instrumentale. La variable instrumentale tient alors lieu de sélection aléatoire des individus, et certains individus peuvent ne pas se conformer au comportement suggéré par la valeur de leur instrument : ce sont les individus *always-takers* et *non-takers* vus plus haut. Dans cette étude, les *always-takers* sont les structures qui réduisent toujours leur nombre de contrats aidés, quelle que soit leur exposition à la réduction des contrats aidés. Par exemple, des structures qui vont arrêter leur activité sont des *always-takers*, dans la mesure où elles vont licencier leurs contrats aidés quelle que soit la valeur de leur instrument. Les *non-takers* sont au contraire des structures qui laissent inchangé leur nombre de contrats aidés, même si elles sont très exposées à leur réduction. Par exemple, seraient *non-takers* des structures qui bénéficieraient, d'une façon ou d'une autre, d'un accès prioritaire aux contrats aidés financés après l'annonce gouvernementale, et qui pourraient de fait plus facilement remplacer leurs contrats aidés à leur échéance.

Dans le cas d'effet d'aubaine hétérogène, l'interprétation des estimations par variable instrumentale suppose aussi sur une hypothèse d'absence de *defiers*. Cette hypothèse paraît peu restrictive ici. Les *defiers* sont des structures qui se comportent à l'opposé de ce que la variable instrumentale suggère : elles réduisent leur nombre de contrats aidés lorsqu'elles sont peu exposées à l'annonce gouvernementale, mais au contraire le laissent inchangé lorsqu'elles sont très exposées. Ces structures paraissent *a priori* atypiques et peu courantes.

Ainsi, l'estimateur des variables instrumentales mesure le LATE, l'effet d'aubaine sur les seuls *compliers*, comme dans le cas de l'expérience aléatoire. Il s'agit d'une moyenne pondérée de l'effet d'aubaine sur les *compliers*, le poids de chaque structure étant d'autant plus important que celle-ci se conforme bien à son assignation par l'instrument. En outre, les populations de *compliers* peuvent ne pas être les mêmes suivant l'instrument utilisé, ce qui peut expliquer les différences d'évaluation de l'effet d'aubaine lorsque différentes variables instrumentales sont considérées.

Le LATE mesure l'effet d'aubaine pour les seules structures qui ont réduit leur nombre de contrats aidés lorsqu'ils étaient sur le point de se terminer à la date de l'annonce gouvernementale, mais ne l'auraient pas réduit si ceux-ci n'étaient pas sur le point de se terminer. Ces structures sont dénommées les *compliers* (Imbens & Angrist, 1994 ; Angrist *et al.*, 1996, encadré). Le LATE ne mesure donc pas l'effet d'aubaine des structures qui auraient de toute façon réduit ou augmenté leur volume de contrats aidés quelle que soit la valeur de leurs instruments (les *always-takers* et *non-takers*), ni celles qui auraient augmenté leur stock de contrats aidés si une plus grande part d'entre eux venaient prochainement à s'éteindre (les *defiers*). Postuler un effet d'aubaine hétérogène implique aussi que les tests de *suridentification* n'ont pas réellement de sens.

L'interprétation du LATE nécessite en outre, par rapport au cas de figure où l'effet causal est supposé constant, une hypothèse additionnelle d'absence de structures *defiers* (hypothèse de monotonie). Cette hypothèse implique que des structures qui ont réduit leur volume de contrats aidés bien que peu exposées l'auraient aussi réduit si elles avaient été très exposées. Inversement, des structures qui ont laissé inchangé leur volume de contrats aidés bien qu'exposées l'auraient aussi laissé inchangé si elles n'avaient pas été exposées. Cette hypothèse semble ici très crédible, car la raréfaction importante des contrats aidés après le 2^e trimestre 2017 a sans doute concerné l'ensemble des structures, et il paraît peu probable que celles pour lesquelles la part des contrats aidés sur le point de se terminer est forte aient pu laisser inchangé leur effectif en contrat aidé. Une implication de cette hypothèse peut faire l'objet d'un test (Dahl *et al.*, 2014). Si l'hypothèse de monotonie est valide, l'estimation de première étape de l'instrument devrait être non

négative sur différentes sous-populations. Ceci est très largement le cas (tableau 8). Par ailleurs, les estimations de 1^{re} étape de l'instrument sont très similaires selon les sous-populations.

Pour mieux préciser la portée des résultats dans le cas d'un effet d'aubaine hétérogène, il est intéressant de quantifier quelle proportion des structures sont *compliers*, *always-takers* ou *non-takers*. Pour ce faire, la méthode proposée par Dahl *et al.* (2014), présentée Annexe C, est appliquée. Dans le secteur non marchand, 65 % des structures seraient des *compliers*, 30 % des *non-takers*, et 5 % des *always-takers*. Les *compliers* représenteraient 80 % des structures du secteur marchand, les *non-takers* 19 %. La proportion d'*always-takers* semble donc très marginale, ce qui semble assez cohérent avec l'intuition, les structures mettant un terme à un contrat aidé bien avant sa fin étant sans doute minoritaires.

L'absence (ou faible proportion) d'*always-takers* a une implication importante pour l'évaluation de l'effet d'aubaine. Elle implique en effet que le LATE est égal ou proche de l'effet d'aubaine des structures traitées (l'*ATT*, ou *Average Treatment effect on the Treated*), c'est-à-dire les structures qui ont réduit leur volume de contrats aidés après le 2^e trimestre 2017 (Angrist & Pischke, 2008).

Autrement dit, sous l'hypothèse d'un effet d'aubaine hétérogène, l'estimation des Double Moindres Carrés estime ici l'effet d'aubaine des structures qui ont réduit leur nombre de contrats aidés, et non pas simplement l'effet d'aubaine des structures qui ont réduit leur nombre de contrats aidés du fait de l'instrument.

La prise en compte de l'hétérogénéité de l'effet d'aubaine ne modifie donc pas l'interprétation des résultats.

8.3. L'effet d'aubaine par sous-population

L'analyse se poursuit en étudiant l'effet d'aubaine non plus sur l'ensemble des structures, mais sur celles présentant des caractéristiques communes. L'effet d'aubaine semble ne pas dépendre de la taille de la structure (tableau 8 dans le cas du non-marchand).

Par catégorie juridique, dans le secteur non marchand, l'effet des contrats aidés sur l'emploi n'est significatif que dans les associations et fondations, et d'ampleur identique au résultat sur données complètes (tableau 8, colonne IV). L'effet d'aubaine semble un peu plus élevé dans les associations de l'action sociale et de l'hébergement médico-social. Dans le secteur marchand, l'effet d'aubaine semble le plus faible dans les autres activités de service, tandis qu'il est d'ampleur similaire au niveau national dans la construction (Annexe B, tableau B5).

Par ailleurs, les Drom bénéficient généralement d'un traitement différencié en termes d'accès aux contrats aidés. Ainsi, depuis le 1^{er} janvier 2018, la prescription de CIE n'est autorisée que dans les Drom (et dans de rares cas en métropole). Or, les résultats dans le secteur non marchand sont très similaires lorsque les données des Drom sont retirées de l'analyse, ou lorsque l'analyse ne porte que sur ce sous-ensemble (Annexe B, tableau B6). Dans le secteur marchand, l'effet d'aubaine semble cependant plus élevé dans les Drom qu'en France métropolitaine.

Tableau 8. Estimations du modèle en variables instrumentales pour certaines sous-populations du secteur non marchand

Sous-population	1 ^{ère} étape	IV	N
France	0,00303*** (0,0000992)	0,737*** (0,212)	46 284
Établissements de moins de 10 salariés (en 2017-T2)	0,00208*** (0,0000459)	0,669* (0,273)	22 342
Établissements de 10 salariés ou plus (en 2017-T2)	0,00424*** (0,000207)	0,686* (0,302)	23 942
Association, fondation	0,00260*** (0,0000706)	0,732*** (0,129)	28 379
<i>Associations de l'action sociale et de l'hébergement médico-social</i>	0,00271*** (0,000112)	0,504** (0,193)	9 875
<i>Associations des arts, spectacles et activités récréatives</i>	0,00270*** (0,000118)	0,761*** (0,127)	6 575
<i>Autres associations</i>	0,00246*** (0,000120)	0,862*** (0,253)	11 929
Autre établissement public	0,00357*** (0,000691)	2,776 (1,533)	2 950
Commune, EPCI*, Département ou Région	0,00373*** (0,000276)	0,604 (0,511)	12 080
Établissement sanitaire public	0,00477*** (0,000465)	-0,624 (1,124)	2 790

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur non marchand.

Note : estimations du modèle (4) dans certaines sous-populations en utilisant l'instrument *Restant_Jours_ParCA*.

Les colonnes 1^{ère} étape, IV et N désignent respectivement l'estimation de l'instrument dans l'équation de 1^{ère} étape, l'estimation du paramètre β et le nombre de données utilisées pour l'estimation.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

* Établissement Public de Coopération Intercommunale.

8.4. Robustesse des résultats

Les résultats sont robustes aux estimations alternatives menées.

Ils sont très peu modifiés si l'instrument voit ses valeurs extrêmes rabotées aux 99^e ou 95^e centile (*winsorization*), ou si l'instrument élevé au carré est ajouté dans l'équation de 1^{ère} étape.

Ils sont également très peu modifiés lorsque l'instrument *Restant_Jours_ParCA* (variable continue) est remplacé par quatre indicatrices coupant sa distribution en ses quartiles. Dans le secteur marchand, il en est de même si l'instrument est découpé en deux indicatrices à sa médiane (Annexe B, tableau B2).

Enfin, les résultats sont peu affectés lorsque l'on modélise, non plus l'évolution entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, mais l'évolution entre le 1^{er} et le 3^e trimestre 2017, ou encore l'évolution entre le 4^e trimestre 2016 et le 3^e trimestre 2017 (Annexe B, tableau B2).

9. Interprétation des résultats

9.1. Effet d'aubaine et taux de prise en charge des contrats aidés

Il est frappant de constater que l'effet emploi des contrats aidés (la part d'emplois créés réellement par le dispositif, hors effets d'aubaine), de 74 % dans le non-marchand et 39 % dans le marchand, est très proche de la part du coût du contrat prise en charge par les pouvoirs publics (en moyenne 76 % pour les PEC et 35 % pour les CIE). L'effet d'aubaine est donc similaire à la part non prise en charge par les pouvoirs publics, conformément à l'illustration présentée dans le modèle théorique en 2.2. Les effets d'aubaine pourraient ainsi dépendre de ces taux de prise en charge.

Dans les structures les plus contraintes financièrement, et notamment les associations et fondations, ce résultat pourrait s'interpréter comme suit. Si, par exemple, 74 % du coût des contrats aidés est pris en charge par les pouvoirs publics, on peut imaginer que les 26 % restant à charge de l'employeur sont prélevés sur le budget dévolu aux emplois qu'il aurait créés sans l'aide. Au global, par un phénomène de moyennisation, environ 74 % d'emplois sont financés *ex nihilo* par l'aide, tandis que 26 % d'entre eux auraient été créés sans la subvention. Au final, l'effet d'aubaine est estimé à 74 %. Par ailleurs, les emplois en contrat aidé sont souvent peu qualifiés et de fait rémunérés au Smic, de sorte que le taux de prise en charge réellement accordé à la structure est très proche du taux de prise en charge moyen des pouvoirs publics (défini en pourcentage du Smic brut).

9.2. Substitution des contrats aidés par d'autres formes d'emploi aidé

Les structures utilisatrices de contrats aidés ont peut-être pu remplacer les contrats aidés devenus plus rares par d'autres types d'emploi bénéficiant d'aide publique, et notamment l'apprentissage. Si tel est le cas, l'emploi des structures utilisatrices de contrats aidés a peut-être peu diminué après le 2^e trimestre 2017, et la stratégie retenue pourrait surestimer les effets d'aubaine.

Une analyse complémentaire mobilisant les données d'apprentissage disponibles à la Dares ne permet cependant pas d'établir un tel effet de substitution (Annexe D).

Aussi, rien ne laisse penser que les structures aient pu remplacer les contrats aidés par l'apprentissage.

9.3. Les limites de l'étude

La stratégie de l'article allie des variables instrumentales pertinentes respectant les tests de conformité de ces types de variables. Ces éléments invitent à penser que ces résultats peuvent s'interpréter comme des relations de cause à effet, et non de simples corrélations.

Ce travail se heurte cependant à plusieurs limites. Tout d'abord, les données Épure ne fournissent pas d'information sur la quotité de temps de travail des emplois. Or, 80 % des contrats aidés dans les données sont à temps partiel (durée hebdomadaire strictement inférieure à 35 heures). Ainsi, on ne peut exclure que les employeurs aient pu substituer à plusieurs contrats aidés à temps partiel un nombre plus réduit d'emplois non aidés à temps plein, sans que le volume d'heures de travail de la structure n'ait changé. Si tel est le cas, ceci aurait alors tendance à sous-estimer l'effet d'aubaine¹⁶.

Ensuite, les emplois occupés par les titulaires de contrats aidés sont souvent peu qualifiés. Il est alors possible que leurs bénéficiaires soient, en moyenne, moins productifs que les autres salariés, notamment dans le secteur non marchand (Bénoeau, 2015). Rien n'exclut que les employeurs aient pu substituer aux bénéficiaires de contrats aidés un nombre plus réduit de salariés plus productifs en emploi non aidé. Dans ce cas, une nouvelle fois, ce biais aurait tendance à sous-estimer l'effet d'aubaine.

En outre, cette analyse fait implicitement l'hypothèse que la baisse du nombre de contrats aidés affecte uniformément chaque structure qui les emploie. Pour autant, à la suite de la raréfaction de l'offre de contrats

¹⁶ En effet, la substitution de plusieurs emplois aidés à temps partiel par un nombre plus réduit d'emplois à temps complet se traduit par une baisse du nombre de salariés sans que le nombre d'heures travaillées ne soit nécessairement modifié. La stratégie utilisée dans cette étude interpréterait cette baisse d'emplois comme le signe d'un faible effet d'aubaine, alors que la structure a pu remplacer ses contrats aidés, et présente donc en réalité un effet d'aubaine plus important.

aidés, les structures ont pu se livrer à une concurrence pour accaparer les contrats restants, usant notamment de leurs réseaux. Les structures qui sont parvenues à se procurer les contrats subsistants sont peut-être plus souvent bien implantées et disposant de réseaux efficaces, et peut-être de ce fait à plus faible effet d'aubaine. Les pouvoirs publics ont pu aussi accorder plus souvent les contrats aidés restants aux structures présumées avoir un faible effet d'aubaine, et donc pour lesquelles ces contrats ont le plus d'utilité. Les estimations de cet article concluraient alors que l'effet d'aubaine dans ces structures est fort (parce que leur emploi est resté inchangé), alors que ces structures ont en fait par hypothèse un faible effet d'aubaine. Si cette critique est pertinente, ce biais tendrait à surestimer l'effet d'aubaine.

De plus, comme cela a pu être déjà énoncé, l'effet d'aubaine est ici mesuré à l'arrivée à échéance du contrat aidé, et non à son recrutement. Or, il n'est pas garanti que la situation est symétrique selon que le contrat aidé débute, ou au contraire s'arrête. Du fait, par exemple, des coûts de désorganisation engendrés par le non remplacement d'un contrat aidé, il est possible que certains contrats aidés soient remplacés, alors qu'ils n'auraient pas initialement été créés sans l'aide publique : dans ce cas, la méthode ici employée conduirait à conclure à un effet d'aubaine alors que ce n'était pas le cas. Un tel biais conduirait cette fois-ci à une surestimation de l'effet d'aubaine.

Enfin, il est possible que l'effet d'aubaine varie au cours du cycle de vie d'un dispositif, par exemple, parce qu'au moment du lancement d'un dispositif, un engouement médiatique conduise les entreprises à y recourir davantage. La mesure de l'effet d'aubaine est aussi potentiellement dépendante de la période étudiée, et notamment de la conjoncture économique, et il est possible que son ampleur puisse être différente à une autre période.

10. Conclusion

Dans cette étude, est quantifié l'effet d'aubaine engendré par le financement d'un contrat aidé par les pouvoirs publics, c'est-à-dire le montant de contrats aidés qui auraient effectivement été créés en l'absence du dispositif. Pour tenir compte de l'endogénéité dans la décision d'embaucher en contrat aidé, une expérience quasi naturelle est mobilisée : la décision des pouvoirs publics de réduire brutalement le recours aux contrats aidés en juillet 2017. Cet événement permet de disposer de variables instrumentales pertinentes.

En conclusion, l'effet d'aubaine serait environ 2,5 fois plus élevé dans le secteur marchand par rapport au secteur non marchand. Une suppression de 100 emplois aidés se traduirait par une réduction nette de 74 emplois (effet d'aubaine de 26 %) dans le secteur non marchand et de 39 emplois (effet d'aubaine de 61 %) dans le secteur marchand. Ces chiffres sont cohérents avec la littérature académique sur le sujet. Ils correspondent aux taux de prise en charge des coûts des contrats aidés. Ils suggèrent donc que l'effet emploi des contrats aidés, qui concernent presque exclusivement des emplois peu qualifiés, dans des structures souvent financièrement très contraintes, pourrait être conditionné par le niveau de prise en charge des pouvoirs publics.

Ces résultats sont obtenus à partir d'une expérience quasi naturelle fournissant des variables instrumentales très crédibles. Les instruments choisis respectent les critères d'exigence habituellement requis pour juger de leur validité. Les résultats sont très robustes à des modélisations ou explications alternatives. Tous ces éléments invitent à penser que les résultats obtenus peuvent s'interpréter comme des relations de cause à effet, et non de simples corrélations.

Bibliographie

- Angrist, J. D. (1990).** Lifetime earnings and the Vietnam era draft lottery : evidence from social security administrative records. *The American Economic Review*, 313-336.
- Angrist, J. D., Imbens, G. W., & Rubin, D. B. (1996).** Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444-455.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008).** *Mostly harmless econometrics*. Princeton university press.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991).** Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Baguelin, O. (2012).** Politique conjoncturelle de l'emploi et structures des marchés du travail locaux : le déploiement territorial du contrat d'accompagnement dans l'emploi en 2009. *Économie et Statistique*, 454(1), 79-107.
- Bénoteau, I. (2015).** Quels effets du recrutement en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle ? Une évaluation à partir du Panel 2008. *Économie et Statistique*, 477(1), 85-129.
- Betcherman, G., Daysal, N. M., & Pagés, C. (2010).** Do employment subsidies work? Evidence from regionally targeted subsidies in Turkey. *Labour Economics*, 17(4), 710-722.
- Bishop, J. H., & Montgomery, M. (1993).** Does the targeted jobs tax credit create jobs at subsidized firms?. *Industrial Relations*, 32(3), 289-306.
- Boockmann, B., Zwick, T., Ammermüller, A., & Maier, M. (2012).** Do hiring subsidies reduce unemployment among older workers? Evidence from natural experiments. *Journal of the European Economic Association*, 10(4), 735-764.
- Brown, A. J., & Koettl, J. (2015).** Active labor market programs-employment gain or fiscal drain?. *IZA Journal of Labor Economics*, 4(1), 1-36.
- Cahuc, P., Carcillo, S., & Le Barbanchon, T. (2019).** The effectiveness of hiring credits. *The Review of Economic Studies*, 86(2), 593-626.
- Calmfors, L. (1994).** Active labour market policy and unemployment : A framework for the analysis of crucial design features. *Organisation for Economic Cooperation and Development*, 22, 7-47.
- Calmfors, L., Forslund, A., & Hemstrom, M. (2001).** Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences. *Swedish Economic Policy Review*, 85, 61-124.
- Card, D. (2014).** L'évaluation des politiques actives du marché du travail. Quels enseignements?. *Travail et Emploi*, 139, 15-23.
- Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2010).** Active labour market policy evaluations : A meta-analysis. *The Economic Journal*, 120(548), F452-F477.
- Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2018).** What works? A meta analysis of recent active labor market program evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 894-931.
- Dahl, G. B., Kostøl, A. R., & Mogstad, M. (2014).** Family welfare cultures. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1711-1752.
- Dar, A., & Tzannatos, Z. (1999).** Active labor market programs : A review of the evidence from evaluations. *Washington, DC : Social Protection, World Bank*.
- Deaton, A. (2010).** Instruments, randomization, and learning about development. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 424-55.
- Dubost, C.L., & Farges, A. (2021).** Effets des contrats aidés non marchands sur l'insertion professionnelle et les conditions de vie. Une évaluation à partir du Panel CUI 2014-2019. *Dares Documents d'Études*, 255, 1-44.
- Givord, P. (2014).** Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Économie et prévision*, (1-2), 1-28.
- Heckman, J. J., LaLonde, R. J., & Smith, J. A. (1999).** The economics and econometrics of active labor market programs. In *Handbook of labor economics* (Vol. 3, pp. 1865-2097). Elsevier.
- Hujer, R., Blien, U., Caliendo, M., & Zeiss, C. (2006).** Macroeconometric evaluation of active labour market policies in Germany. A dynamic panel approach using regional data. In *The European labour market* (pp. 287-309). Physica-Verlag HD.
- Imbens, G. W., & Angrist, J. D. (1994).** Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2), 467-475.
- Kangasharju, A. (2007).** Do wage subsidies increase employment in subsidized firms? *Economica*, 74(293), 51-67.

- Keane, M. P. (2010).** Structural vs. atheoretic approaches to econometrics. *Journal of Econometrics*, 156(1), 3-20.
- Lee, J. K. (2005).** Evaluation of and Lessons from Wage Subsidy Programmes in OECD Countries. *Employment Insurance and Public Employment Services in Selected Countries*, Korea Labor Institute.
- Lindbeck, A., & Snower, D. J. (1989).** *The insider-outsider theory of employment and unemployment*. MIT Press Books, 1.
- Martin, J. P., & Grubb, D. (2001).** What works and for whom : A review of OECD Countries' experiences with active labour market policies. *Swedish Economic Policy Review*, 8(2), 9-56.
- Moczall, A. (2014).** Effets d'aubaine et de substitution d'un dispositif allemand de subvention salariale pour demandeurs d'emploi difficilement employables. *Travail et Emploi*, 139, 39-59.
- Mougin, E., & Rey, M. (2015).** Recrutements en contrat aidé : dans le secteur non marchand, 64 % des embauches n'auraient pas eu lieu sans aide de l'État. *Dares Analyses*, 58, 1-8.
- Roodman, D. (2009).** How to do xtabond2 : An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Welters, R., & Muysken, J. (2006).** Employer search and employment subsidies. *Applied Economics*, 38(12), 1435-1448.
- Wooldridge, J. M. (2010).** *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Annexes

A. Statistiques descriptives complémentaires

B. Robustesse des résultats

C. Méthode retenue pour comptabiliser le nombre de structures *compliers*

D. Les structures ont-elles substitué aux contrats aidés des contrats d'apprentissage ?

E. Effet emploi, de profil, d'aubaine, et d'anticipation : comment relier les estimations de cet article avec les précédentes études de la Dares ?

A. Statistiques descriptives complémentaires

A.1. Les bénéficiaires des contrats aidés

Les titulaires de contrats aidés diffèrent substantiellement selon qu'ils exercent dans le secteur marchand ou le secteur non marchand (tableau A1). Dans le secteur marchand, ils sont proportionnellement plus souvent des hommes, plus jeunes et plus souvent résidents en QPV. Ils sont aussi un peu moins bénéficiaires des minima sociaux¹⁷. Le secteur marchand recrute par ailleurs des salariés relativement plus diplômés.

Dans le secteur marchand, les petits établissements (moins de 20 salariés) sont les employeurs majoritaires des contrats aidés, tandis que dans le secteur non marchand les structures employeuses sont généralement plus grandes.

Tableau A1. Répartition des bénéficiaires de contrats aidés en stock au 2^e trimestre 2017, par caractéristique sociodémographique

Part des salariés en contrat aidé (%)	Secteur		
	Non marchand	Marchand	Ensemble
Hommes	35,6	57,9	39,0
Femmes	64,4	42,1	61,1
Moins de 26 ans	19,2	23,8	19,9
De 26 à 49 ans	49,9	49,9	49,9
50 ans ou plus	30,9	26,3	30,2
Niveau de formation BAC+2	19,7	20,8	19,9
Niveau de formation BAC	25,2	26,4	25,4
Niveau de formation BEP/CAP	36,6	39,2	37,0
Sans diplôme	18,4	13,6	17,7
Bénéficiaires des minima sociaux	30,0	27,0	29,5
Chômeurs de longue durée (>= 1 an)	71,8	70,9	71,6
Résidents en QPV	12,6	17,8	13,4
Établissements de moins de 20 salariés	32,3	66,5	37,3
Établissements de 20 à 49 salariés	15,7	14,6	15,5
Établissements de 50 à 249 salariés	27,9	13,0	25,7
Établissements de 250 salariés ou plus	24,1	6,0	21,5
Nombre de contrats aidés (1^{er} juillet 2017)	159 188	28 234	187 422

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du 2^e trimestre 2017, les hommes représentaient 35,6 % des bénéficiaires de contrats aidés dans le secteur non marchand.

Note : les bénéficiaires des minima sociaux perçoivent au moins une allocation parmi le RSA, l'ASS, l'AAH et l'ATA. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Par ailleurs, les métiers exercés par les bénéficiaires de contrats aidés sont souvent peu qualifiés (tableau A2).

¹⁷ Mesuré par la perception d'au moins une allocation parmi le RSA (Revenu de Solidarité Active), l'ASS (Allocation de Solidarité Spécifique), l'AAH (Allocation aux Adultes Handicapés) et l'ATA (Allocation Temporaire d'Attente).

Tableau A2. Les 15 métiers les plus couramment exercés par les bénéficiaires de contrats aidés, au 1^{er} juillet 2017

Métiers exercés (nomenclature ROME)	Part des contrats aidés (%)	Part cumulée (%)
K2204 - Nettoyage de locaux	9,7	9,7
I1203 - Maintenance des bâtiments et des locaux	7,1	16,7
J1301 - Personnel polyvalent des services hospitaliers	6,6	23,3
G1203 - Animation de loisirs auprès d'enfants ou d'adolescents	5,7	29,0
A1203 - Entretien des espaces verts	4,6	33,5
K1303 - Assistance auprès d'enfants	4,1	37,6
M1607 - Secrétariat	3,9	41,5
M1602 - Opérations administratives	3,7	45,2
M1601 - Accueil et renseignements	3,0	48,2
K1304 - Services domestiques	2,8	51,0
G1603 - Personnel polyvalent en restauration	2,8	53,8
K1302 - Assistance auprès d'adultes	2,5	56,4
K2303 - Nettoyage des espaces urbains	2,0	58,4
G1204 - Éducation en activités sportives	1,8	60,1
G1202 - Animation d'activités culturelles ou ludiques	1,7	61,8
Autres métiers	38,2	100

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} juillet 2017, 9,7 % des bénéficiaires de contrats aidés exerçaient un métier de nettoyage de locaux.

Note : la nomenclature retenue pour les métiers est la nomenclature ROME (Répertoire Opérationnel des Métiers et des Emplois) conçue par Pôle emploi. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

A.2. Évolution de l'emploi et des contrats aidés entre 2016 et 2019

Le tableau A3 reporte les données ayant permis de tracer le graphique 2.

Tableau A3. Évolution de l'emploi et du nombre de contrats aidés entre 2016 et 2019, en milliers

Trimestre	Emploi	Contrats aidés		
		Ensemble	Non marchand	Marchand
2016T1	3 212,3	134,7	122,8	11,9
2016T2	3 247,3	143,9	129,7	14,1
2016T3	3 229,2	151,6	136,2	15,5
2016T4	3 266,0	157,8	141,8	16,0
2017T1	3 382,1	170,1	150,0	20,1
2017T2	3 414,3	182,5	154,9	27,6
2017T3	3 369,9	150,1	129,5	20,5
2017T4	3 368,7	117,3	105,4	11,9
2018T1	3 317,3	87,0	81,4	5,5
2018T2	3 310,2	63,4	62,0	1,4
2018T3	3 259,7	59,0	57,9	1,1
2018T4	3 264,7	60,5	59,3	1,2
2019T1	3 226,9	59,6	58,3	1,3
2019T2	3 230,8	57,2	55,9	1,2
2019T3	3 184,4	55,1	54,1	1,0
2019T4	3 194,8	51,3	50,6	0,7
Évolution 2016-2019	-17,5	-83,4	-72,2	-11,2
Évolution 2017-2019	-219,5	-131,2	-104,3	-26,9

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

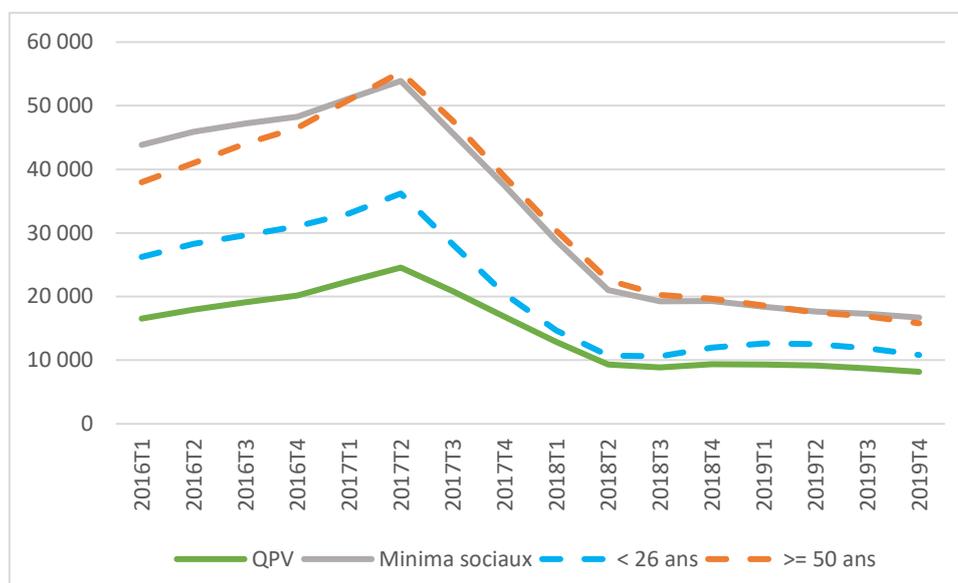
Lecture : à la fin du 1^{er} trimestre 2016, les établissements du champ retenu dans l'article employaient 3 212,3 milliers de salariés et 134,7 milliers de contrats aidés (122,8 dans le secteur non marchand et 11,9 dans le secteur marchand). Entre

le 1^{er} trimestre 2016 (*respectivement* 2^e trimestre 2017) et le 4^e trimestre 2019, l'emploi a baissé de 17,5 milliers (*respectivement* 219,5 milliers).

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

La baisse des contrats aidés depuis le 2^e trimestre 2017 est un peu moins rapide pour les publics plus fragiles, notamment les habitants en QPV, ou les bénéficiaires des minima sociaux (graphique A1, tableau A4).

Graphique A1. Évolution du nombre de contrats aidés entre 2016 et 2019, selon le public bénéficiaire



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du 1^{er} trimestre 2016, les établissements du champ retenu dans l'article employaient 16 549 contrats aidés issus des QPV.

Note : les bénéficiaires des minima sociaux perçoivent au moins une allocation parmi le RSA, l'ASS, l'AAH ou l'ATA. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Tableau A4. Évolution du nombre de contrats aidés entre 2016 et 2019, selon le public bénéficiaire

Trimestre	Contrats aidés				
	Ensemble	QPV	Bénéficiaires des minima sociaux	< 26 ans	>= 50 ans
2016T1	134 713	16 549	43 840	26 240	37 954
2016T2	143 859	17 965	45 895	28 273	41 001
2016T3	151 647	19 118	47 220	29 626	44 055
2016T4	157 814	20 168	48 244	31 047	46 496
2017T1	170 096	22 395	51 099	33 080	50 897
2017T2	182 485	24 560	53 893	36 205	55 280
2017T3	150 072	20 843	45 696	28 252	47 635
2017T4	117 273	16 860	37 485	20 472	38 859
2018T1	86 952	12 898	28 773	14 667	30 391
2018T2	63 386	9 333	21 020	10 748	22 560
2018T3	59 012	8 883	19 268	10 621	20 269
2018T4	60 492	9 393	19 296	11 974	19 669
2019T1	59 558	9 344	18 382	12 648	18 591
2019T2	57 171	9 149	17 642	12 552	17 481
2019T3	55 119	8 735	17 319	11 869	16 878
2019T4	51 286	8 180	16 704	10 820	15 803

Évolution 2017-2019	-71,9 %	-66,7 %	-69,0 %	-70,1 %	-71,4 %
----------------------------	---------	---------	---------	---------	---------

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du 1^{er} trimestre 2016, les établissements du champ retenu dans l'article employaient 134 713 contrats aidés, dont 16 549 issus des QPV.

Note : les bénéficiaires des minima sociaux perçoivent au moins une allocation parmi le RSA, l'ASS, l'AAH ou l'ATA. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

A.3. Les structures embauchant des contrats aidés

Les tableaux suivants ventilent les structures ayant embauché des contrats aidés selon le secteur d'activité, dans les secteurs marchand et non marchand.

Tableau A5. Secteur d'activité des structures employant des contrats aidés dans le secteur non marchand

Secteur (nomenclature NA38)	Nombre d'établissements	Proportion (%)
OZ - Administration publique	14 039	28,6
QB - Hébergement médico-social et social et action sociale sans hébergement	12 955	26,4
SZ - Autres activités de services	10 063	20,5
RZ - Arts, spectacles et activités récréatives	7 298	14,9
QA - Activités pour la santé humaine	1 194	2,4
NZ - Activités de services administratifs et de soutien	898	1,8
IZ - Hébergement et restauration	778	1,6
JA - Édition, audiovisuel et diffusion	558	1,1
Autres secteurs	1 270	2,6
Total	49 053	100,0

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur non marchand.

Lecture : Au 1^{er} juillet 2017, 14 039 établissements employeurs de contrats aidés exerçaient dans l'administration publique, soit 28,6 % des établissements du secteur non marchand.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Tableau A6. Secteur d'activité des structures employant des contrats aidés dans le secteur marchand

Secteur	Nombre d'établissements	Proportion (%)
Commerce et transports	6 407	30,3
Autres activités de services	5 761	27,2
Industrie et agriculture	3 160	14,9
Hébergement et restauration	3 154	14,9
Construction	2 690	12,7
Total	21 172	100,0

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur marchand.

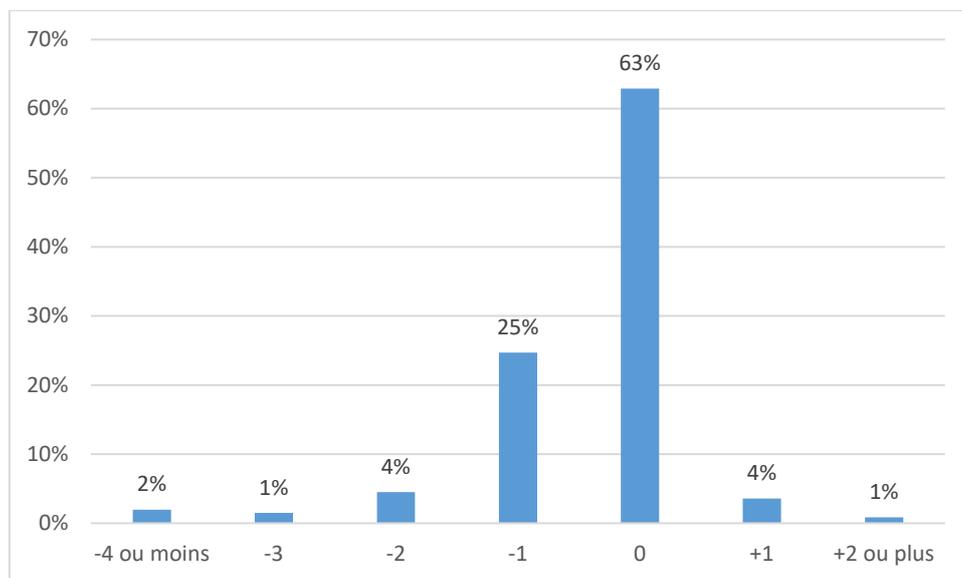
Lecture : Au 1^{er} juillet 2017, 6 407 établissements employeurs de contrats aidés exerçaient dans le commerce et transports, soit 30,3 % des établissements du secteur marchand.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

A.4. Évolution des contrats aidés autour du 2^e trimestre 2017

Le graphique A2 présente l'histogramme de l'évolution du nombre de contrats aidés entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017. 63 % des structures ont vu leur nombre de contrats aidés en stock rester inchangé entre ces deux trimestres.

Graphique A2. Histogramme de l'évolution du nombre de contrats aidés en stock entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

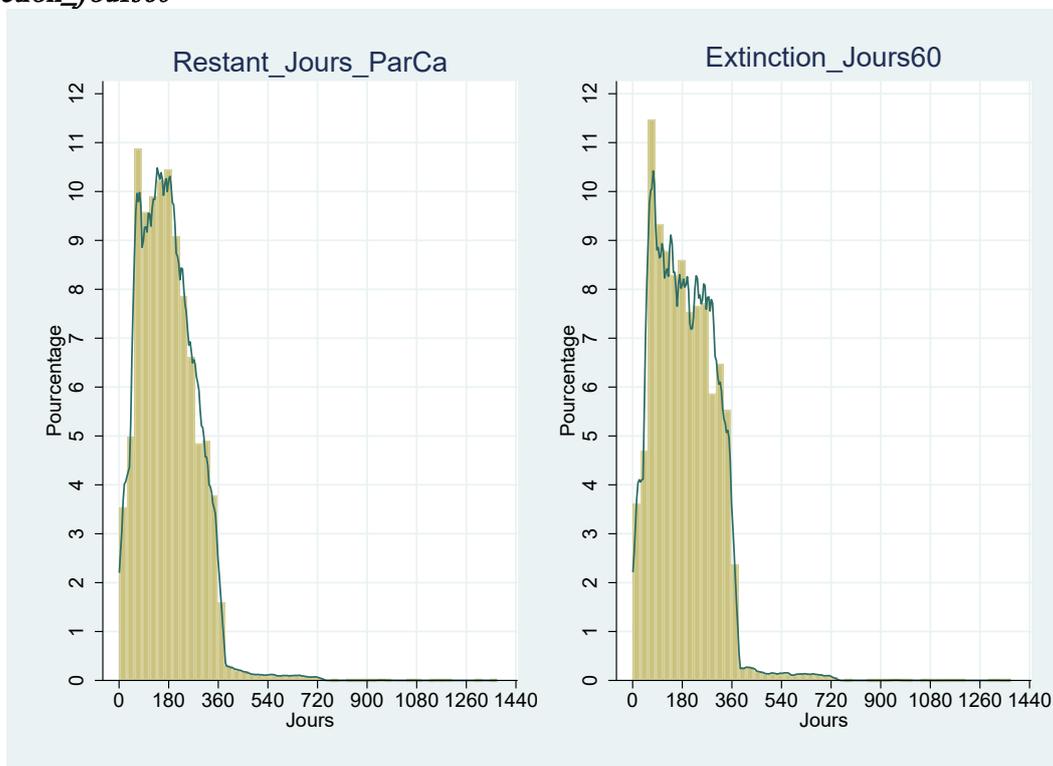
Lecture : 2 % des établissements ont vu leur nombre de contrats aidés baisser de 4 ou plus entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

A.5. Les variables instrumentales

La distribution des variables instrumentales fait l'objet du graphique A3.

Graphique A3. Histogramme des variables instrumentales *Restant_Jours_ParCa* et *Extinction_Jours60*



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : pour 50 % des structures, la durée moyenne restante pour chaque contrat en stock le 1^{er} juillet 2017 est de 168 jours (variable *Restant_Jours_ParCA*). De même, pour 50 % des structures, au moins 60 % des contrats aidés arriveront à échéance dans moins de 184 jours à compter du 1^{er} juillet 2017 (variable *Extinction_Jours60*).

B. Robustesse des résultats

Tout d'abord, le champ de l'étude comprend la majorité des contrats aidés conclus en France sur la période d'estimation (tableau B1). Ainsi, les établissements du champ totalisent au moins 80 % de l'ensemble des contrats aidés au niveau national depuis 2017. Ils semblent donc représentatifs des employeurs de contrats aidés en France.

Tableau B1. Proportion du stock trimestriel de contrats aidés du champ parmi l'ensemble des contrats aidés en France, entre 2016 et 2019

Trimestre	Proportion (%)
2016T1	60,3
2016T2	63,0
2016T3	70,2
2016T4	78,7
2017T1	88,2
2017T2	95,2
2017T3	93,6
2017T4	92,5
2018T1	91,3
2018T2	88,7
2018T3	86,8
2018T4	84,2
2019T1	81,9
2019T2	80,1
2019T3	79,4
2019T4	79,0

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

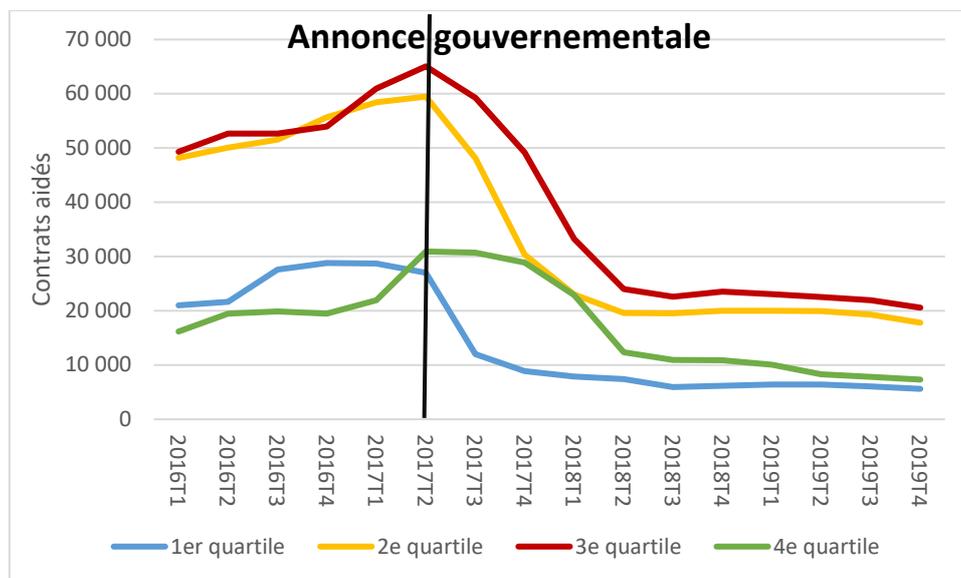
Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock chacun de ces trimestres, hors établissements de l'Éducation Nationale.

Lecture : à la fin du premier trimestre 2016, les contrats aidés en stock dans les établissements des données représentaient 60,3 % de l'ensemble des contrats aidés des établissements hors Éducation Nationale.

Note : le champ des données comprend l'ensemble des établissements ayant en stock au moins un contrat aidé le 1^{er} juillet 2017, et non le 30 juin. Ceci explique pourquoi la proportion du tableau correspondant au 2^e trimestre 2017 soit inférieure à 100 %. Les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Les graphiques suivants représentent les tests visuels de validité des instruments en ventilant l'emploi ou les contrats aidés selon les quartiles de l'instrument *Restant_Jours_ParCA*. Ils prolongent les enseignements des graphiques 3 et 4.

Graphique B1. Évolution du nombre de contrats aidés des établissements selon les quartiles de l'instrument *Restant_Jours_ParCA*



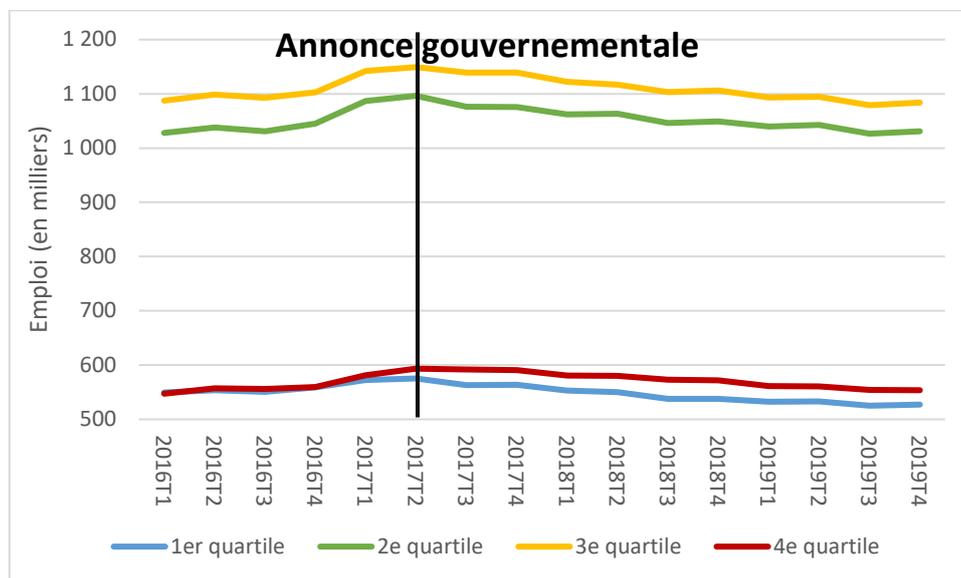
Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} trimestre 2016, les structures dont l'instrument *Restant_Jours_ParCA* est inférieur au 1^{er} quartile avaient en stock 20 992 contrats aidés.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Graphique B2. Évolution de l'emploi des établissements selon les quartiles de l'instrument *Restant_Jours_ParCA*



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} trimestre 2016, les structures dont l'instrument *Restant_Jours_ParCA* est inférieur au 1^{er} quartile employaient 549 709 salariés.

Note : les contrats aidés correspondent ici aux CUI.

Plusieurs spécifications alternatives du modèle (4) figurent dans le tableau B2. Elles conduisent à des résultats très similaires à ceux présentés dans l'article.

Tableau B2. Diverses spécifications alternatives du modèle à variables instrumentales

Spécification	Non marchand		Marchand	
	Estimation	N	Estimation	N
Instrument remplacé par ses quartiles	0,748*** (0,208)	46 284	0,432** (0,136)	19 414
Instrument remplacé par sa médiane	0,924*** (0,265)	46 284	0,378* (0,179)	19 414
Évolution entre 2017-T1 et 2017-T3	0,723*** (0,145)	45 504	0,495*** (0,125)	18 242
Évolution entre 2016-T4 et 2017-T3	0,688*** (0,183)	44 156	0,368* (0,153)	17 189
Avec l'instrument au carré	0,764* (0,348)	46 284	0,382** (0,123)	19 414

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Note : estimations du modèle (4) avec pour instrument *Restant_Jours_ParCA* selon différentes spécifications alternatives en vue de tester la robustesse des résultats.

Écart-types (entre parenthèses) robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Un test de validité des instruments est proposé dans le tableau B3.

Tableau B3. Estimation de l'effet de l'instrument sur la variation trimestrielle de l'emploi avant l'annonce gouvernementale

Période d'estimation	Non marchand		Marchand	
	Estimation	N	Estimation	N
2016T2 - 2016T1	0,00196** (0,000603)	43 613	-0,000571 (0,000777)	16 081
2016T3 - 2016T2	0,000319 (0,000808)	44 034	-0,000711 (0,000386)	16 515
2016T4 - 2016T3	-0,00141 (0,000851)	44 724	0,000303 (0,000493)	17 158
2017T1 - 2016T4	0,00146 (0,00122)	44 447	-0,00011 (0,000535)	17 253
2017T2 - 2017T1	0,00113*** (0,000312)	45 952	0,00178** (0,000612)	18 542
2017T3 - 2017T2	0,00223*** (0,000644)	46 284	0,00124** (0,000397)	19 414
2017T4 - 2017T3	-0,000755 (0,000646)	45 222	0,00214 (0,00142)	19 116

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Note : estimations du paramètre de l'instrument *Restant_Jours_ParCA* dans la régression de la variation trimestrielle de l'emploi sur l'instrument et les variables de contrôle, avant l'annonce gouvernementale de diminution des contrats aidés.

Écart-types (entre parenthèses) robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Dans le tableau B4, se trouve une estimation de β à plus long terme après le 2^e trimestre 2017.

Tableau B4. Estimations de l'effet d'aubaine entre le 2^e trimestre 2017 et plusieurs trimestres après, en vue d'évaluer l'effet d'aubaine à plus long terme

Modèle	Non marchand			Marchand		
	Estimation	Écart-type	N	Estimation	Écart-type	N
Entre 2017-T2 et 2017-T3	0,737***	0,212	46 284	0,395**	0,126	19 414
Entre 2017-T2 et 2017-T4	0,345*	0,152	45 039	0,811*	0,36	18 950
Entre 2017-T2 et 2018-T1	0,349	0,569	43 482	1,451*	0,587	18 251
Entre 2017-T2 et 2018-T2	0,804	1,108	42 344	7,217*	3,364	17 748
Entre 2017-T2 et 2018-T3	1,001	1,257	41 362	16,63	9,579	17 254
Entre 2017-T2 et 2018-T4	0,686	1,64	40 696	22,09	13,76	16 741

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Note : estimations du modèle (4) avec pour instrument *Restant_Jours_ParCA* entre le 2^e trimestre 2017 et chacun des trimestres successifs, en vue d'évaluer l'effet d'aubaine à plus long terme.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Dans le tableau B5, est étudié l'effet d'aubaine selon l'activité de l'établissement, dans le secteur marchand.

Tableau B5. Estimations des modèles à variable instrumentale autour du 2^e trimestre 2017, dans le secteur marchand, selon l'activité de l'établissement

Secteur d'activité	1 ^{ère} étape	IV	N
France	0,00313*** (0,0000637)	0,395** (0,126)	19 414
Industrie et agriculture	0,00326*** (0,000182)	0,463 (0,287)	2 657
Construction	0,00299*** (0,000116)	0,307* (0,148)	2 505
Commerce et transports	0,00313*** (0,0000976)	0,215 (0,14)	6 061
Hébergement et restauration	0,00285*** (0,000188)	0,169 (0,308)	2 983
Autres activités de services	0,00333*** (0,000149)	0,731* (0,355)	5 208

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur marchand.

Note : estimations du modèle (4) avec pour instrument *Restant_Jours_ParCA* selon l'activité de l'établissement dans le secteur marchand.

Les colonnes 1^{ère} étape, IV et N désignent respectivement l'estimation de l'instrument dans l'équation de 1^{ère} étape, l'estimation du paramètre β et le nombre de données utilisées pour l'estimation.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

L'effet d'aubaine dans les Drom est étudié dans le tableau B6.

Tableau B6. Estimations des modèles à variable instrumentale autour du 2^e trimestre 2017, dans les Drom ou hors Drom

	Hors Drom		Drom	
	Non marchand	Marchand	Non marchand	Marchand
Contrats aidés	0,769**	0,449**	0,637***	0,132
Écart-type	0,244	0,148	0,185	0,181
N	44 863	16 817	1 421	2 597
R ²	0,0245	0,0162	0,517	0,00932

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Note : estimations du modèle (4) avec pour instrument *Restant_Jours_ParCA* selon la localisation géographique de la structure.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

C. Méthode retenue pour comptabiliser le nombre de structures *compliers*

C.1. Calcul de la part des *compliers* dans les données

Mesurer la part des structures *compliers* dans les données est rendue complexe par le fait que ne peut pas être observée l'évolution des contrats aidés de la structure si elle avait présenté une autre valeur de l'instrument (encadré en 8.2). Pour l'évaluer, la méthode, légèrement modifiée, proposée dans Dahl *et al.* (2014) est mobilisée. Cette méthode permet de mesurer la part des *compliers*, *always-takers* et *non-takers* dans le cas d'instruments continus, comme c'est le cas dans cette étude. Elle suppose cependant de disposer d'une variable dépendante dichotomique. Dans ce but, la variable dépendante (l'évolution des contrats aidés entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017) est transformée en indicatrice valant 1 si le nombre de contrats aidés de la structure a baissé durant cette période, et 0 s'il est resté stable ou s'il a augmenté.

Soit $C_i(z_i) = 1$ si, alors que la valeur de sa variable instrumentale est z_i , la structure i réduit son volume de contrats aidés entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, et 0 si elle l'augmente ou le laisse inchangé. La variable instrumentale retenue est la durée moyenne restante, en jours, des contrats aidés depuis la fin du 2^e trimestre 2017 (*Restant_Jours_ParCA*). Plus sa valeur est faible, plus la structure est exposée, et plus elle est censée réduire son volume de contrats aidés entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017. Soient aussi \bar{z} et \underline{z} les valeurs maximales et minimales de l'instrument.

Un *always-taker* est une structure qui diminue son volume de contrats aidés quelle que soit la valeur de son instrument. Du fait des hypothèses de monotonie et d'indépendance, la part des *always-takers* est donnée par la part des structures qui réduisent leurs contrats aidés bien que la valeur de leur instrument soit forte¹⁸, soit :

$$\pi_a = P(C_i = 1 | z_i = \bar{z}, \mathbf{X}_i) = P(C_i(\bar{z}) = C_i(\bar{z}) = 1)$$

Un *non-taker* est au contraire une structure qui laisse inchangé ou augmente son volume de contrats aidés même si la valeur de son instrument est faible. La part des *non-takers* est donc :

$$\pi_n = P(C_i = 0 | z_i = \underline{z}, \mathbf{X}_i) = P(C_i(\underline{z}) = C_i(\bar{z}) = 0)$$

Un *complier* est une structure qui réduit son volume de contrats aidés si la valeur de son instrument est faible, tandis qu'elle le maintient inchangé ou l'augmente si elle est forte. L'hypothèse de monotonie implique l'absence de *defiers*, et la part des *compliers* devient :

$$\pi_c = 1 - \pi_a - \pi_n = P(C_i = 1 | z_i = \underline{z}, \mathbf{X}_i) - P(C_i = 1 | z_i = \bar{z}, \mathbf{X}_i) = P(C_i(\underline{z}) > C_i(\bar{z}))$$

¹⁸ Il convient de rappeler que, compte tenu du sens de la variable instrumentale retenue ici, plus la valeur de l'instrument est élevée, moins la structure est exposée à la baisse des contrats aidés.

Pour évaluer ces probabilités, est estimé entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, le modèle :

$$C_i = \theta_0 + \theta \times z_i + \zeta' X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

par les MCO, le *logit* et le *probit*, avec $C_i = 1$ si $\Delta ca_{it+1} < 0$, et $C_i = 0$ sinon.

Soient \bar{z} et \underline{z} différents centiles de la distribution de l'instrument (par exemple, \bar{z} est fixé au 99^e centile et \underline{z} au 1^{er} centile de la distribution de z).

Les probabilités π_c, π_a et π_n se déduisent de l'estimation du modèle (5). Par exemple, dans le cas de l'estimation par les MCO :

$$\hat{\pi}_c = \hat{\theta} \times (\underline{z} - \bar{z})$$

$$\hat{\pi}_a = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta} \times \bar{z} + \hat{\zeta}' \bar{X}$$

$$\hat{\pi}_n = 1 - (\hat{\theta}_0 + \hat{\theta} \times \underline{z} + \hat{\zeta}' \bar{X})$$

de sorte que $\hat{\pi}_c + \hat{\pi}_a + \hat{\pi}_n = 1$, où \bar{X} désigne les variables explicatives prises à leur valeur moyenne et $\hat{\theta}$, $\hat{\theta}_0$ et $\hat{\zeta}$ sont les estimations des paramètres associés. La logique est identique dans les cas des modèles *probit* et *logit*.

Les estimations sont présentées tableau C1.

Tableau C1. Estimations de la part des structures *compliers*, *always-takers* et *non-takers* pour l'instrument *Restant_Jours_ParCA*

Population	MCO		Logit		Probit	
	Seuil à 1 %	Seuil à 2 %	Seuil à 1 %	Seuil à 2 %	Seuil à 1 %	Seuil à 2 %
Non marchand						
<i>Compliers</i>	0,647	0,641	0,647	0,643	0,645	0,640
<i>Always-takers</i>	0,007	0,011	0,061	0,062	0,053	0,055
<i>Non-takers</i>	0,345	0,348	0,292	0,295	0,302	0,305
Marchand						
<i>Compliers</i>	0,915	0,904	0,825	0,818	0,807	0,801
<i>Always-takers</i>	-0,149	-0,144	0,015	0,016	0,012	0,013
<i>Non-takers</i>	0,234	0,240	0,160	0,166	0,180	0,187

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : en estimant le modèle (5) par les MCO et en définissant les seuils de \bar{z} et \underline{z} aux 99^e et 1^{er} centile de la distribution de l'instrument *Restant_Jours_ParCA*, la proportion de *compliers* dans le secteur non marchand est estimée à 64,7 %.

C.2. Calcul de la part des *compliers* selon les caractéristiques des structures

Pour évaluer la part des *compliers* parmi les structures présentant certaines caractéristiques, la méthode présentée dans Angrist & Pischke (2008) peut directement être utilisée.

Soit x_i une indicatrice valant 1 si la structure i présente la caractéristique x , 0 sinon. Alors :

$$\frac{P[x_i = 1 | C_i(\underline{z}) > C_i(\bar{z})]}{P[x_i = 1]} = \frac{P[C_i(\underline{z}) > C_i(\bar{z}) | x_i = 1]}{P[C_i(\underline{z}) > C_i(\bar{z})]}$$

qui est donc égal au rapport entre la proportion de *compliers* parmi la population présentant la caractéristique x_i , et la proportion de *compliers* parmi l'ensemble de la population. Un ratio supérieur à 1 indique que les

compliers sont plus courants parmi les structures présentant la caractéristique x_i et inversement si le ratio est inférieur à 1 (tableau C2).

Tableau C2. Part des *compliers* selon les caractéristiques des structures et l'instrument, dans le secteur non marchand

Sous-population	Instrument	
	Restant_Jours_ParCA	Extinction_Jours60
Établissements de moins de 10 salariés	0,995	1,048
Établissements de 10 salariés ou plus	1,001	0,948
Association, fondation	1,025	1,047
Commune, EPCI*, Département ou Région	0,936	0,913
Autre établissement public	1,010	0,978
Établissement sanitaire public	0,895	0,793
Établissement autre qu'association ou fondation	0,949	0,915

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale, du secteur non marchand.

Lecture : dans le secteur non marchand, la part des établissements de moins de 10 salariés parmi les *compliers* définis avec l'instrument *Restant_Jours_ParCA* est 0,995 fois celle des établissements de moins de 10 salariés dans les données.

Note : les seuils de \bar{z} et \underline{z} sont définis aux 99^e et 1^{er} centile de la distribution des instruments.

* Établissement Public de Coopération Intercommunale.

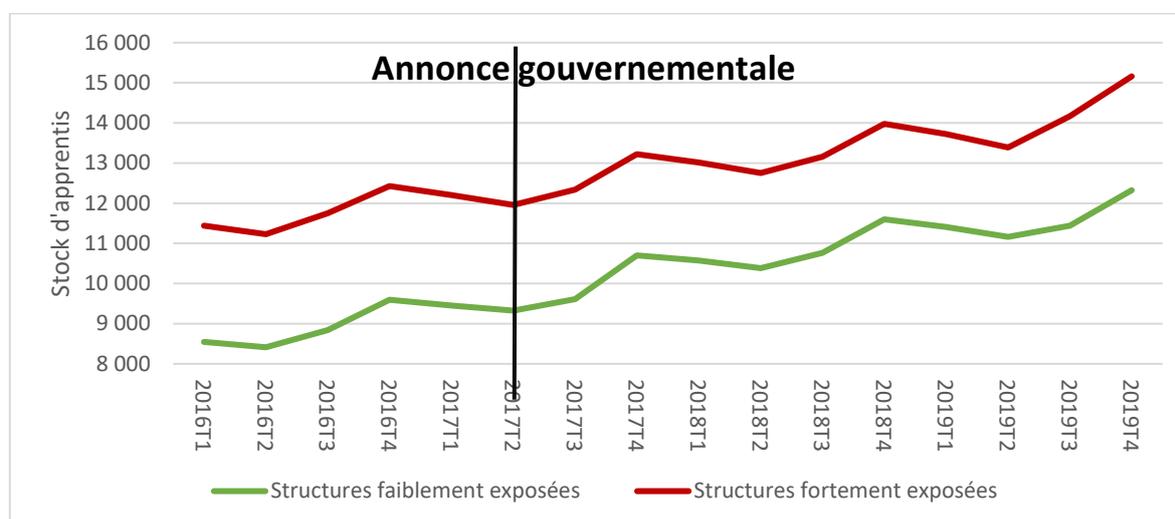
D. Les structures ont-elles substitué aux contrats aidés des contrats d'apprentissage ?

Les structures utilisatrices de contrats aidés ont peut-être pu substituer les contrats aidés devenus plus rares par d'autres types d'emploi bénéficiant d'aide publique, et notamment l'apprentissage.

Le contrat d'apprentissage est un contrat entre un employeur et un apprenti, qui suit une formation en alternance en entreprise sous la responsabilité d'un maître d'apprentissage et en centre de formation des apprentis (CFA) pendant 6 mois à 3 ans. Les apprentis sont généralement, hors exceptions, âgés de 16 à 29 ans.

Pour étudier ce sujet, sont mobilisées les données SIA (Système d'Information sur l'Apprentissage) de la Dares.

Graphique D1. Évolution du stock d'apprentis entre 2016 et 2019, selon l'exposition des structures à la fin de leurs contrats aidés



Sources : Contrats aidés (Dares, ASP), Épure (Insee), SIA (Dares).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Lecture : au 1^{er} trimestre 2016, les structures faiblement exposées à l'arrivée à échéance de leur stock de contrats aidés à la fin du 2^e trimestre 2017 avaient en stock 8 546 apprentis.

Note : voir 7.2 pour la méthode de calcul du degré d'exposition des structures.

Une analyse descriptive ne montre pas un surcroît de recours à l'apprentissage après le 2^e trimestre 2017 dans les établissements fortement exposés à la fin des contrats aidés, par rapport à ceux faiblement exposés (graphique D1).

Le modèle suivant a ensuite été estimé :

$$\Delta app_{it+1} = \rho \times \Delta ca_{it+1} + \psi' X_{it} + \Delta \mu_{t+1} + \Delta \varepsilon_{it+1} \quad (6)$$

où Δapp_{it+1} désigne la variation du nombre d'apprentis dans la structure i entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017. En cas de substitution parfaite entre les contrats aidés et l'apprentissage, ρ devrait être proche de -1 (une baisse d'un contrat aidé se traduirait par une hausse d'un apprenti). Sa valeur estimée par les MCO ou les Doubles Moindres Carrés (en utilisant les mêmes hypothèses que pour le modèle (4)) est proche de 0 (tableau D1).

Tableau D1. Estimations de la régression par variable instrumentale de l'apprentissage

Modèle	Contrats aidés	Écart-type	N
2017-T2 - 2017-T3			
MCO	0,0141	0,0114	70 225
IV	0,00863	0,00719	70 225
2017-T2 - 2017-T4			
MCO	-0,00262	0,00664	70 225
IV	0,0111*	0,00535	70 225

Sources : Contrats aidés (Dares, ASP), SIA (Dares).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale.

Note : MCO (2017-T2 - 2017-T3) et IV (2017-T2 - 2017-T3) désignent le modèle (6) estimé par les MCO et les DMC. MCO (2017-T2 - 2017-T4) et IV (2017-T2 - 2017-T4) désignent le modèle (6) estimé par les MCO et les DMC, mais non plus entre le 2^e et le 3^e trimestre 2017, mais entre le 2^e et le 4^e trimestre 2017. L'instrument utilisé est *Restant_Jours_ParCA*.

Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.

*** : significatif à 0,1 % ; ** : à 1 % ; * : à 5 %.

Aussi, rien n'indique que les structures aient pu remplacer les contrats aidés par l'apprentissage.

E. Effet emploi, de profil, d'aubaine, et d'anticipation : comment relier les estimations de cet article avec les précédentes études de la Dares ?

La Dares a déjà mené par le passé des évaluations des effets emploi et d'aubaine des contrats aidés, via des enquêtes auprès des employeurs (Mougin & Rey, 2015). Les résultats de cet article corroborent largement les évaluations de ces enquêtes. Cependant, quelques précisions sont nécessaires pour pouvoir comparer les résultats de ces études.

Une aide à l'embauche entraîne quatre grands types d'effet sur l'emploi : effets d'aubaine, de profil, d'anticipation et emploi (tableau F1). Ces effets peuvent s'observer à la création de l'emploi aidé, ou à son éventuel renouvellement dans un contexte d'arrêt de l'aide. Ils sont de même nature, mais leur interprétation diffère un peu (tableau F1).

Tableau E1. Les différents types d'effet sur l'emploi des contrats aidés

Type d'effet	À la création de l'aide	À la suppression de l'aide
Effet d'aubaine	En l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au même moment et avec la même personne	La personne est tout de même maintenue sur son poste
Effet de profil	En l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au même moment mais aurait bénéficié à une autre personne	La personne n'est pas maintenue sur son poste alors qu'elle l'aurait été si l'aide s'était poursuivie, et une autre personne est recrutée
Effet d'anticipation	En l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au moins six mois plus tard	La personne n'est pas maintenue sur son poste, et ne sera remplacée qu'au moins 6 mois plus tard
Effet emploi	En l'absence d'aide, l'embauche n'aurait pas eu lieu	La personne n'est pas maintenue sur son poste et n'est pas remplacée

Par rapport à Mougins & Rey (2015), les évaluations des effets emploi et d'aubaine proposées dans cet article diffèrent sur trois points.

Tout d'abord, Mougins & Rey (2015) mesurent ces effets à la création du contrat aidé. Dans cet article, ils sont observés au renouvellement éventuel d'un contrat aidé qui a déjà été créé auparavant, dans un contexte de réduction de l'aide.

En outre, dans cet article n'est observée que l'évolution de l'emploi total pour chaque entreprise, et non l'identité des individus en emploi au sein de chaque établissement. Il n'est donc pas possible de distinguer les effets d'aubaine et de profil, qui sont confondus dans un effet d'aubaine « global ». Pour pouvoir comparer les effets d'aubaine entre les deux études, il convient donc d'agrèger les effets d'aubaine et de profil de Mougins & Rey (2015).

Enfin, dans cet article, l'évolution de l'emploi n'est observée que dans les 3 mois à compter de la fin du 2^e trimestre 2017. Aussi, les effets emploi et d'anticipation ne peuvent pas être distingués, et sont confondus là encore dans un effet emploi « global ». Pour pouvoir comparer les effets emploi entre les deux études, il convient donc d'agrèger les effets emploi et d'anticipation de Mougins & Rey (2015).

Au final, les estimations des effets d'aubaine entre les deux études sont très proches (tableau F2).

Tableau E2. Estimations des effets emploi et d'aubaine des contrats aidés selon le secteur, en 2017 et en 2014 (en %)

	Secteur non marchand	Secteur marchand
Estimation économétrique dans cet article (en 2017)		
Effet emploi estimé	74	39
Effet d'aubaine estimé	26	61
Total	100	100
Estimation par enquête (en 2014) dans Mougins & Rey (2015)		
Effet emploi estimé (i)	74	25
Effet d'aubaine estimé (i)	26	75
Total	100	100

(i) L'analyse par enquête de Mougins & Rey (2015) distingue l'effet d'aubaine proprement dit (en l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au même moment et avec la même personne) de l'effet de profil (en l'absence d'aide,

l'embauche aurait eu lieu mais aurait concerné une autre personne). Dans la présente analyse, la méthode utilisée ne permet pas de séparer ces deux effets. Aussi, dans ce tableau, l'effet d'aubaine de Mougín & Rey (2015) doit s'entendre comme la somme de l'effet d'aubaine proprement dit et de l'effet de profil. De la même manière, l'analyse par enquête de Mougín & Rey (2015) isole l'effet d'emploi proprement dit (en l'absence d'aide, l'embauche n'aurait pas eu lieu) et l'effet d'anticipation (en l'absence d'aide, l'embauche aurait eu lieu au moins six mois plus tard). Ces deux effets ne peuvent pas être distingués ici et sont regroupés dans l'effet emploi, car seule l'évolution de l'emploi dans les 3 mois à compter du 1^{er} juillet 2017 est observée.

Lecture : en 2017, dans le secteur marchand, l'effet emploi est évalué à 39 %, soit une estimation de l'effet d'aubaine de $100 - 39 = 61$ %, proche du 75 % obtenu au moyen d'une enquête auprès des employeurs en 2014 (Mougín & Rey, 2015).

Champ : établissements ayant au moins un contrat aidé en stock le 1^{er} juillet 2017, hors Éducation Nationale (France en 2014 pour Mougín & Rey, 2015).

Sources : contrats aidés (Dares, ASP) et Épure (Insee) ; enquête Dares pour Mougín & Rey (2015).