

Direction des Études et Synthèses Économiques

G2018/09

**Prime à l'embauche dans les PME:
évaluation à partir des déclarations d'embauche**

Paul BEAUMONT et Antoine LUCIANI

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G2018/09

Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche

Paul BEAUMONT et Antoine LUCIANI*

NOVEMBRE 2018

Les auteurs tiennent à remercier Ihssane SLIMATI HOUTI ainsi que Didier BLANCHET, Pierre CAHUC, Dominique GOUX, Benoît OURLIAC (discutant au séminaire D2E) et Sébastien ROUX pour leurs contributions, commentaires et suggestions à différentes étapes de ce travail, et l'ACOSS et la DGEFP pour avoir rendu possible un accès rapide aux bases de données nécessaires à cette étude.

* Faisaient partie du Département des Études Économiques - Division « Marchés et entreprises » au moment de la rédaction de ce document

Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche

Résumé

La prime à l'embauche dans les petites et moyennes entreprises (PME) mise en place en janvier 2016 subventionne la création d'emplois stables (CDI ou CDD d'au moins 6 mois) pour des travailleurs rémunérés jusqu'à 1,3 Smic. Cette étude fournit une évaluation de ce dispositif à partir des déclarations préalables à l'embauche des employeurs. Les primes accordées en 2016 portent sur 965 000 embauches pour un montant total (alloué et prévisionnel) de 2,6 milliards d'euros. On peut estimer qu'environ 55 % des embauches éligibles au dispositif ont bénéficié de la prime. Les statistiques descriptives montrent une croissance plus marquée des embauches en CDD de 6 mois ou plus dans les PME, éligibles à la prime, que dans les entreprises plus grandes, non-éligibles. Afin de vérifier si ce différentiel reflète un effet de la prime, on compare les différences d'embauches entre PME et entreprises de plus de 250 salariés avant et après la mise en place de la prime, dans le cadre d'estimations en différence-de-différence. Les résultats suggèrent que la prime a permis une augmentation des embauches en CDI. L'effet sur l'emploi est limité par des phénomènes de substitution entre CDD courts et CDI. Dans une stratégie d'identification alternative, l'effet de la prime sur les entreprises de moins de 50 salariés est isolé en utilisant l'hétérogénéité d'exposition au dispositif. La prime semble avoir permis d'augmenter les embauches en CDD de 6 mois ou plus, les effets étant concentrés sur les entreprises de 10 à 49 salariés.

Mots-clés : évaluation de politique publique, embauche, PME, emploi

The French 2016 SMEs hiring subsidy, an evaluation based on pre-hiring declarations

Abstract

The French hiring subsidy program for SMEs was implemented in January 2016 and financed the creation of new long-term contracts for workers earning less than 1.3 times the hourly minimum wage. This study aims at evaluating this measure. It has been conducted using the pre-hiring declarations filled by French employers. The subsidies granted in 2016 amounted to 2.6 billion euros and financed 965 000 hires. About 55 % of the hires that qualified for the program actually benefited from a subsidy. Descriptive statistics suggest that the growth in hires in fixed-term contracts lasting at least 6 months was more pronounced for firms with less than 250 workers (treated firms). In order to see if this is a causal effect of the program, the discontinuity in the eligibility to the program at the 250 workers threshold is leveraged in difference-in-difference estimations. Results suggest that the program increased hires in permanent contracts. The impact on employment appears to be limited by substitution effects between permanent contracts and fixed-term contracts lasting less than 6 months. In an alternative identification setting, the effect of the program on firms with less than 50 workers is isolated using the heterogeneity of exposure to the measure across labor markets. The program seems to have increased hires in fixed-term contracts lasting at least 6 months, the effects being concentrated on firms having between 10 and 49 workers.

Keywords: public policy evaluation, hire, SMEs, employment

Classification JEL : H25, J20

Table des matières

<u>Introduction.....</u>	<u>3</u>
<u>I Présentation du dispositif.....</u>	<u>5</u>
<u>I.1 Un dispositif d'incitations financières à l'embauche en contrat stable.....</u>	<u>5</u>
<u>I.2 Une baisse ciblée du coût du travail.....</u>	<u>5</u>
<u>I.3 Effets attendus sur l'emploi et les mouvements de main-d'œuvre.....</u>	<u>6</u>
<u>I.4 Taux de recours.....</u>	<u>6</u>
<u>I.5 Effets d'aubaine.....</u>	<u>7</u>
<u>II – Sources de données.....</u>	<u>8</u>
<u>III – Statistiques descriptives.....</u>	<u>12</u>
<u>III-1 La prime bénéficie surtout aux plus petites entreprises.....</u>	<u>12</u>
<u>III-2 Analyse des flux d'embauches.....</u>	<u>13</u>
<u>IV – Approche économétrique.....</u>	<u>14</u>
<u>IV-1 Seuil des 250 salariés.....</u>	<u>14</u>
<u>IV-1-A. Mesure de la taille.....</u>	<u>14</u>
<u>IV-1-B. Différence-de-différence.....</u>	<u>15</u>
<u>IV-1-C. Régression sur discontinuité.....</u>	<u>17</u>
<u>IV-2 Exposition à la prime.....</u>	<u>18</u>
<u>Conclusion.....</u>	<u>22</u>
<u>Tables et figures.....</u>	<u>23</u>
<u>1 – Statistiques descriptives.....</u>	<u>23</u>
<u>2 – Différence de différence.....</u>	<u>32</u>
<u>3 – Régression sur discontinuité.....</u>	<u>37</u>
<u>4 – Exposition à la prime.....</u>	<u>38</u>
<u>Annexe – Effectif physique.....</u>	<u>43</u>
<u>1 – Différence de différence.....</u>	<u>43</u>
<u>2 – Régression sur discontinuité.....</u>	<u>46</u>
<u>Bibliographie.....</u>	<u>54</u>

Introduction

Lancée dans le cadre du plan d'urgence pour l'emploi en janvier 2016, l'aide à l'embauche dans les petites et moyennes entreprises (PME) a été déployée pour soutenir la création d'emplois stables (CDI ou CDD de 6 mois ou plus) via une baisse du coût de ce type d'embauches pour l'employeur. Contrastant avec les mesures similaires précédemment mises en place par un périmètre d'entreprises concernées extrêmement large, on estime qu'environ un million d'embauches ont bénéficié fin 2016 de la prime. Ce document vise à fournir une évaluation approfondie de ce dispositif, après l'évaluation précoce réalisée par Beaumont et al. (Insee Analyse n°29, 2016).

Afin de pouvoir être réalisée dans un intervalle de temps relativement court, cette étude s'était appuyée sur plusieurs bases peu voire jamais utilisées jusque-là dans le cadre de l'évaluation de politiques publiques. Le recours à la prime avait ainsi pu être analysé quasiment en temps réel à partir des données *ad hoc* fournies par l'Agence de services et de paiement (ASP). De même, l'estimation des effets de la prime sur les dynamiques d'embauches avait pu être réalisée relativement rapidement à travers l'utilisation de déclarations préalables à l'embauches (DPAE) fournies par les employeurs aux organismes de sécurité sociale. Un recul temporel plus important, l'actualisation de bases de données utiles pour la mesure de l'effectif des entreprises et l'utilisation de méthodes alternatives conduisent à revoir partiellement les conclusions de cette première étude.

Après avoir présenté le dispositif et l'avoir replacé dans le contexte des différentes aides à l'embauche existantes, cette étude s'appuie sur ces mêmes données mobilisées pour décrire la structure des embauches financées par la prime par type de contrat et type d'entreprise. Il ressort en particulier qu'environ 55 % des embauches éligibles à la prime ont effectivement bénéficié du dispositif. Les embauches en CDD de 6 mois ou plus semblent avoir connu une croissance importante chez les entreprises éligibles au dispositif, alors qu'elles n'ont crû que plus faiblement chez les entreprises de plus de 250 salariés.

L'évaluation économétrique est ensuite réalisée en suivant deux stratégies d'identification distinctes. Dans un premier temps, de manière similaire à l'évaluation du dispositif « Zéro charges » menée par Ananian et Pons (2017), l'impossibilité pour les entreprises comportant plus de 250 salariés de recourir au dispositif est exploitée en comparant les dynamiques d'embauches et d'emploi des entreprises immédiatement en dessous (groupe traité) et au-dessus du seuil (groupe de contrôle). Sous l'hypothèse que les entreprises du groupe de contrôle et du groupe de traitement avaient des comportements d'embauches comparables avant la réforme, les différentes procédures utilisées (différence-de-différence et régression sur discontinuité) conduisent à identifier l'effet moyen de la prime pour les entreprises au niveau du seuil.

Les tests indiquent un effet de la prime sur les embauches en CDI concentré sur le dernier trimestre de 2016, infirmant en partie les résultats de la première étude de 2016, qui concluait à une absence d'effet (cf. annexe 3 pour une description des différences et leurs implications). Les nouveaux CDI se substituant à des CDD de durée inférieure à 6 mois, les embauches supplémentaires ne semblent toutefois pas conduire à une augmentation de la croissance de l'emploi des entreprises traitées.

Une limitation de la première approche tient en ce qu'elle ne permet pas d'identifier l'effet de la prime sur les petites entreprises, conduisant ainsi à une image incomplète des effets du dispositif. Afin de dépasser cette limite, une deuxième stratégie d'identification inspirée de Cahuc, Carcillo et Le Barbanchon (2017) est mise en place pour évaluer l'impact de la prime sur les dynamiques d'embauches des entreprises de moins de 50 salariés. L'identification repose cette fois non sur la comparaison d'entreprises traitées et non traitées mais sur la variabilité de l'intensité du traitement parmi les petites entreprises. Plus explicitement, la procédure utilisée compare les dynamiques d'embauches des entreprises présentes dans des marchés du travail locaux consacrant une grande part de leurs embauches à des contrats éligibles à la prime (entreprises très exposées à la prime) à celles présentes dans des marchés du travail réalisant un part faible d'embauches sous des contrats éligibles au dispositif (entreprises peu exposées à la prime).

Les résultats tendent à souligner des effets sur les embauches en CDD de 6 mois ou plus, les entreprises de 10 à 49 salariés étant à l'origine des créations d'emploi. La prime semble également avoir eu un effet positif sur l'emploi, mais les résultats demeurent sensibles à la spécification choisie.

I Présentation du dispositif

1.1 Un dispositif d'incitations financières à l'embauche en contrat stable

L'aide à l'embauche dans les petites et moyennes entreprises (PME) est entrée en vigueur par décret (n° 2016-40) le 26 janvier 2016 et porte sur les embauches en CDI ou CDD d'au moins 6 mois effectuées entre le 18 janvier 2016 et le 30 juin 2017 à un salaire inférieur ou égal à 1,3 Smic. Elle concerne les entreprises de moins de 250 salariés en équivalent temps plein. La prime complète en cela l'aide première embauche mise en place en janvier 2015 pour une durée de 2 ans qui subventionnait de la même manière les CDI et CDD de 6 mois ou plus à moins de 1,3 Smic pour les entreprises embauchant leur premier salarié.

Le dispositif consiste en l'attribution d'une prime de 500 euros maximum par trimestre (selon la quotité de travail) et par embauche pour une durée maximale de deux ans. La condition de durée minimale du contrat de travail est indispensable au versement de l'aide chaque trimestre. Son montant est en effet modulé selon la durée du contrat et la quotité de travail du salarié. Ainsi, l'embauche d'un salarié en CDI à temps plein (resp. à mi-temps) induit une aide pour l'entreprise de 500 euros par trimestre sur deux ans soit 4 000 euros (resp. 250 euros par trimestre soit 2 000 euros).¹

La prime n'est pas cumulable avec les aides d'État à l'insertion, à l'accès ou au retour à l'emploi et ne concerne que les entreprises de droit privé. En revanche, elle peut être cumulée avec d'autres aides publiques, comme le crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE) et les baisses de cotisations patronales incluses dans le pacte de responsabilité. Au total, pour un salarié embauché au Smic, l'aide à l'embauche combinée aux autres dispositifs équivaut à une exonération totale de cotisations sociales patronales.

Selon les données de l'Agence de Services et de Paiement (ASP), les primes accordées en 2016 portent sur 965 000 embauches pour un montant total (alloué et prévisionnel) de 2,6 milliards d'euros. Le montant moyen de l'aide par embauche tel qu'anticipé fin 2016 est donc de 2 719 euros.

1.2 Une baisse ciblée du coût du travail

Cette mesure s'inscrit dans la continuité des baisses du coût du travail inaugurées en France en 1993 (Nouveau et Ourliac, 2012) et dont la plupart exonèrent de cotisations sociales les salaires proches du Smic. L'encadrement légal des salaires par le biais du Smic ou de minima conventionnels a vocation à garantir un niveau de salaire socialement acceptable aux salariés dont le pouvoir de négociation est le plus faible. Cette hausse du coût salarial peut toutefois potentiellement décourager l'embauche : l'abaissement des cotisations sociales et prélèvements assis sur les salaires permet de résoudre cette double contrainte en abaissant le coût pour l'employeur sans diminuer le salaire net des salariés².

L'aide à l'embauche dans les PME prolonge les mesures ciblant les salaires les plus proches du Smic : seuls les contrats dont la rémunération brute (inscrite dans le contrat de travail, incluant le salaire de base, les primes et autres avantages) n'excède pas 1,3 Smic sont éligibles. Par comparaison, le CICE concerne les salaires jusqu'à 2,5 Smic, et les allègements « Fillon » et « Zéro charges³ » jusqu'à 1,6 Smic.

Le nouveau dispositif se distingue principalement des aides précédentes par un périmètre extrêmement large d'emplois concernés. À titre de comparaison, si le dispositif « contrat de génération » mis en place en 2013 pouvait être sollicité par des entreprises comportant jusqu'à 300 salariés, seules les embauches de jeunes de moins de 26 ans étaient éligibles. Le dispositif Zéro charges était quant à lui restreint aux entreprises de moins de 10 salariés.

Par ailleurs, la prime à l'embauche porte sur la création et/ou la transformation de contrats et non directement sur le niveau d'emploi, donc sur les flux et non sur les stocks. L'accès à l'aide est en outre

¹ Par ailleurs, à la différence du dispositif « zéro charges » (pour lequel l'aide était décroissante à partir de 1 Smic), l'aide est forfaitaire et finance donc pleinement toutes les embauches en contrat longs à moins de 1,3 Smic.

² Cela rend cependant nécessaire un autre financement ou une réduction des prestations correspondantes.

³ Le dispositif zéro charge ne concerne que les entreprises de moins de 10 salariés.

conditionné à une pérennité minimale d'embauche (CDD d'au moins 6 mois ou CDI⁴). Par contraste, le dispositif zéro charge s'étendait à tous les CDD d'au moins un mois. Dans la mesure où les embauches en CDD de 6 mois ou plus ne représentent qu'environ 6 % des embauches, on peut pour résumer conclure que par rapport au dispositif zéro charges, le dispositif d'aide à l'embauche PME porte sur un nombre plus restreint d'embauches en contrats longs mais sur un périmètre d'entreprises plus vaste.

1.3 Effets attendus sur l'emploi et les mouvements de main-d'œuvre

En rendant les embauches éligibles moins coûteuses, la prime permet aux employeurs d'embaucher davantage pour un même coût. Des effets de substitution peuvent toutefois également intervenir : entre main-d'œuvre éligible et non éligible (cette dernière devenant relativement plus coûteuse) et entre main-d'œuvre éligible et capital (cet effet ne jouant généralement qu'à long terme). Si l'effet de substitution entre main-d'œuvre éligible et non éligible l'emporte sur les autres, le niveau global des embauches peut rester stable voire diminuer avec simplement une augmentation des CDD de 6 mois ou plus et des CDI au détriment des CDD courts.

L'effet du dispositif sur le niveau d'emploi ne dépend pas uniquement de son impact sur les embauches, mais aussi de son impact éventuel sur les fins de contrat, et donc de l'impact global sur la rotation de la main-d'œuvre. En effet, une hausse du nombre d'embauches augmente le niveau d'emploi si elle n'est pas compensée par une hausse des fins de contrat : dans la mesure où l'aide à l'embauche crée un écart de coût pour l'employeur entre les salariés déjà en place et ceux pouvant être embauchés, on pourrait craindre que l'employeur se contente de remplacer des contrats existants par de nouveaux contrats éligibles. Dans ce cas, l'effet sur l'emploi serait nul à court terme. Cette possibilité est toutefois limitée puisque les salariés en place deviennent éligibles si leur CDD est prolongé à 6 mois ou plus ou s'il est transformé en CDI.

Outre diminuer le coût du travail pour les bas salaires, la mesure vise également à contrecarrer l'instabilité croissante d'une partie de la main-d'œuvre (Barlet *et al.*, 2014) qui renforce la dualité du marché du travail entre des salariés stables, généralement qualifiés, et d'autres peu qualifiés alternant contrats courts et chômage. Les mouvements de main-d'œuvre excèdent en effet largement, surtout dans certains secteurs, les variations du niveau d'emploi (Abowd *et al.*, 1999 ; Picart, 2014) : une entreprise peut, par exemple, passer de 10 à 11 salariés via 21 embauches et 20 fins de contrat. L'allongement des contrats pourrait ainsi entraîner une baisse du taux de rotation.

Le caractère limité dans le temps (le dispositif n'était prévu initialement que pour un an) serait enfin selon Cahuc, Carcillo et Le Barbanchon (2017) une caractéristique favorisant une plus grande efficacité de la prime. Selon les auteurs, la limitation dans le temps de l'aide à l'embauche permet de limiter un potentiel ajustement à la hausse des salaires qui contrecarrerait dans le long-terme les exonérations de cotisations salariales. Par ailleurs, le fait que la prime s'inscrive dans une période limitée à l'avance peut inciter les entreprises à effectuer plus tôt des embauches qu'elles prévoyaient à une date ultérieure.

1.4 Taux de recours

Cahuc, Carcillo et Le Barbanchon (2017) estiment que 47 % des embauches éligibles au dispositif zéro charge ont effectivement bénéficié de la prime. La prime à l'embauche ayant des caractéristiques relativement similaires à ce dispositif, ce chiffre suggère que la propension des entreprises à recourir à l'aide est une caractéristique importante à prendre en compte dans l'évaluation du dispositif : de manière mécanique, en effet, le taux de recours est un déterminant important de l'effet de la prime sur la croissance globale des embauches.

Quels sont les facteurs affectant le taux de recours à de tels dispositifs ? S'appuyant une enquête consacrée à l'utilisation des contrats d'accompagnement dans l'emploi (CUI-CAE) et des contrats d'avenir, Mougine et Rey (2015) estiment que, parmi les établissements qui ont embauché sur une

⁴ Le CDI ne devient véritablement pérenne qu'après l'éventuelle période d'essai, toutefois la prime ne sera perçue qu'en regard de la durée effective du contrat.

période de trois ans sans recourir aux contrats aidés, 37 % ne connaissaient pas les dispositifs, 16 % trouvaient les démarches trop compliquées et 17 % trouvaient l'aide financière insuffisante.

S'il est difficile de se prononcer sur les informations dont les entreprises disposaient au sujet de la prime à l'embauche, il est toutefois notable que les démarches à entreprendre étaient particulièrement peu coûteuses dans la mesure où seuls un formulaire internet et l'envoi trimestriel des fiches de paie étaient nécessaires pour bénéficier du dispositif. La relative accessibilité du dispositif devrait en principe avoir favorisé l'accès à la prime au plus grand nombre.

Il est ensuite possible que le recours des entreprises à la prime soit limité par les dispositifs préexistants visant à alléger le coût du travail. Les réductions générales de cotisations patronales sur les bas salaires mises en place à partir de 2003, le Crédit d'impôt pour la compétitivité pour l'emploi (2013) ainsi que la réduction du taux de cotisation pour l'allocation familiale en 2015 ont déjà conduit à réduire considérablement le coût d'un travailleur dont le salaire reste proche du Smic. En présence de « rendements décroissants » de ce type d'exonération fiscale (Carbonnier, Palier et Zemmour 2014), les entreprises pourraient être moins sensibles à une baisse additionnelle du coût de l'embauche, ce qui conduirait à un taux de recours moins fort qu'en l'absence d'aides déjà existantes.

1.5 Effets d'aubaine

Dans le cadre des CUI-CAE et des contrats d'avenir, Mougin et Rey (2015) estiment que 58 % des entreprises du secteur non-marchand ayant eu recours à ces dispositifs déclarent qu'elles auraient également embauché en l'absence de telles aides, suggérant des effets d'aubaine substantiels. Les aides à l'emploi deviennent dans ce cas de figure de simples transferts aux entreprises. S'il est difficile de transposer ces résultats en dehors du dispositif auquel ils se rapportent, ces estimations suggèrent que la question des effets d'aubaines est particulièrement importante dans l'évaluation de ce type de soutien à l'emploi.

La détermination économétrique de la présence de tels mécanismes dans le cadre du dispositif de prime à l'embauche fait explicitement appel à la question de groupe de référence : en présence d'un pur effet d'aubaine, l'évolution des embauches des entreprises éligibles à la prime (groupe traité) ne devrait pas présenter de différence significative avec celle des entreprises non-éligibles au dispositif (groupe de contrôle). De manière générale, l'ampleur des effets d'aubaine va déterminer celle de l'écart d'évolution des embauches entre groupe de contrôle et groupe traité.

L'approche économétrique développée en section IV vise donc à construire un groupe de contrôle auquel comparer les entreprises éligibles au dispositif. Il est utile toutefois de souligner dès maintenant l'intrication dans l'évaluation économétrique des questions d'effets d'aubaines et de taux de recours : si les entreprises présentes dans le groupe traité ont peu ou pas recours à la prime, l'écart d'embauche entre les deux groupes sera nul sans qu'il n'y ait réellement d'effets d'aubaine.

II – Sources de données

L'évaluation repose sur l'appariement de plusieurs sources. **Les déclarations préalables à l'embauche (DPAE)** constituent lors de cette évaluation la seule source exhaustive permettant de suivre la dynamique de l'embauche jusqu'au dernier trimestre 2016. Rassemblées par l'Agence centrale des organismes de sécurité sociale (Acos), elles fournissent une information exhaustive sur les intentions d'embauche des établissements au cours du temps (les données sont en théorie disponibles en temps réel, mais des retraitements dus à des retards de déclaration peuvent nécessiter quelques semaines pour être intégrés). Elles renseignent notamment la date d'embauche prévue, la nature (CDI, CDD ou autre contrat temporaire) et le cas échéant la durée du contrat. Les DPAE des années 2013 à 2016 sont utilisées dans la présente évaluation.

Les missions d'intérim donnent lieu à une DPAE bien qu'il ne s'agisse pas d'embauche au sens strict du terme ; elles sont presque aussi nombreuses que les embauches en 2016, mais ne sont pas comptabilisées dans cette analyse⁵. Hors entreprises de droit public, secteur intérim, particuliers employeurs et secteur agricole, il y a eu environ 23,6 millions de DPAE en 2016, ce qui correspondrait à près de 22 millions d'embauches effectives⁶. Les CDI représentent 14 % des embauches et les CDD d'au moins 6 mois 6 %, alors que les CDD de moins d'un mois en représentent près des trois quarts⁷.

L'analyse qui suit est conduite au niveau de l'entreprise, au sens d'unité légale ; quand les données sont disponibles au niveau établissement, elles sont agrégées au niveau de l'entreprise.

Le dispositif Sirius (système d'identification au répertoire des unités statistiques) est un répertoire statistique qui recense l'ensemble des entreprises et établissements existants. Cette source fournit notamment l'effectif ETP pris en moyenne sur l'année, le secteur d'activité, le chiffre d'affaires, la catégorie juridique et la date de création des entreprises et établissements. Les effectifs proviennent du dispositif CLAP (Connaissance Locale de l'Appareil Productif). Le dispositif SIRUS de l'année N-1 est disponible au niveau annuel en début d'année civile N.

Le **fichier détail trimestriel (FDT)** met à disposition des données individuelles trimestrielles du système d'information Epure 2 (emploi et masse salariale au niveau établissement). Les données de trimestre T-1 sont disponibles à la fin du trimestre T. Ce fichier offre une source alternative et trimestrielle d'effectifs, mais il s'agit d'effectifs physiques et non d'équivalents temps-plein.

Les **données de l'Agence de services et de paiement (ASP)** fournissent notamment, pour chaque établissement ayant bénéficié de la prime entre janvier et fin décembre 2016, le nombre d'aides demandées, le montant total prévisionnel ainsi que le nombre de contrats concernés pour chaque type de contrat (CDI ou CDD, temps partiel ou temps plein). La base indique également l'effectif renseigné par l'entreprise lors de sa demande d'accès à la prime.

Les effectifs servant ici avant tout à situer les entreprises par rapport au seuil d'éligibilité, nous avons calculé les effectifs de l'ensemble des entreprises de la manière la plus proche possible des consignes de demande de prime à l'embauche compte tenu des sources disponibles.

Ainsi, selon les consignes de l'ASP, pour les entreprises existant en 2015, l'effectif ETP à déclarer pour solliciter la prime est la moyenne des effectifs ETP en fin de mois sur les mois d'existence en 2015 ; pour les entreprises créées en 2016, il s'agit de l'effectif ETP à la création. La variable d'effectif que nous avons privilégiée a ainsi été l'effectif ETP de 2015 fourni par Sirius ; quand cette donnée n'était pas disponible, nous avons utilisé l'effectif ETP de 2016. Le même procédé a été suivi pour la mesure de l'effectif physique à partir des fichiers FDT, à la différence près que les effectifs 2015 et

⁵ Les missions d'intérim sont repérées par des DPAE sans type de contrat renseigné émises par des entreprises présentes dans le secteur des activités des agences de travail temporaire (code 7820Z de la NAF rev. 2).

⁶ Une partie des DPAE, de l'ordre de 5 à 10 % (Gazier *et al.*, 2016), ne donne finalement pas lieu à embauche. On fait ici l'hypothèse que la mise en place de la prime n'a pas modifié sensiblement cet ordre de grandeur, et donc que les variations du nombre de DPAE correspondent bien à celles du nombre d'embauches.

⁷ La structure des embauches est très différente de celle de l'emploi puisque plus un emploi est durable, moins souvent il donne lieu à embauche et fin de contrat. Ainsi, bien que les CDI ne représentent que 14 % des embauches, ils représentent 86 % de l'emploi.

2016 sont calculés respectivement comme une moyenne des effectifs de chaque trimestre de l'année dans le premier cas et comme le premier effectif trimestriel déclaré dans le cas de 2016.

L'encadré 1 montre que les effectifs ETP déclarés à l'ASP sont généralement très proches de ceux présents dans Sirius. Quand les écarts sont importants, il s'agit généralement d'une surestimation de l'effectif lors de la demande à l'ASP (le coefficient d'asymétrie de l'écart entre effectif ASP et ETP est très négatif) ; cette constatation semble minimiser l'existence de potentiels comportements opportunistes d'entreprises non-éligibles sous-déclarant leur effectif pour bénéficier de la prime.

Encadré 1 : L'effectif déclaré à l'ASP correspond-il aux sources statistiques ?

Table 1a : quantiles des écarts d'effectifs des bénéficiaires de la prime

	P5	D1	Q1	Médiane	Q3	D9	P95
ASP – ETP Sirius	-4	-2	0	1	2	6	12
ASP – FDT	-7	-3	-1	0	1	3	5

Table 1b : parmi les entreprises ayant déclaré plus de 200 salariés à l'ASP

	P5	D1	Q1	Médiane	Q3	D9	P95
ASP – ETP Sirius	-179	-67	-2	16	33	60	107
ASP – FDT	-274	-95	-28	-2	9	35	74

Champ : ensemble des entreprises (unités légales) ayant bénéficié de la prime à l'embauche PME hors administration publique et activités extra-territoriales.

Lecture : l'effectif ASP est supérieur à l'ETP Sirius de 6 salariés ou plus dans 10 % des cas et supérieur à l'effectif physique de FDT de 3 salariés dans 10 % des cas.

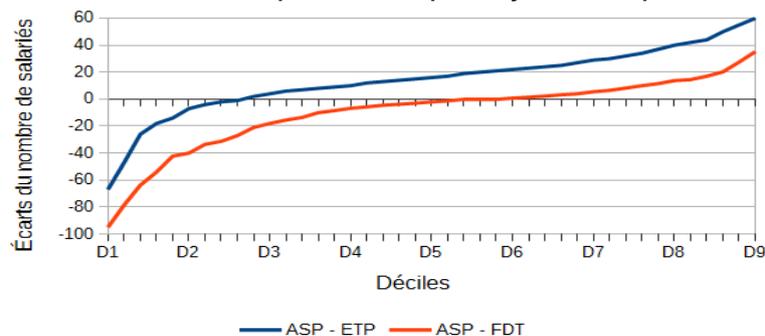
Sources : ASP, Sirius, FDT (2016)

Sur l'ensemble des entreprises ayant déposé une demande à l'ASP pour obtenir des primes, le nombre de salariés déclaré est assez proche des effectifs ETP et effectifs physiques ; la corrélation linéaire est cependant légèrement meilleure entre les effectifs ETP et ceux déclarés à l'ASP. L'effectif ETP de Sirius est aussi le plus proche en termes de définition puisque les entreprises sont invitées à déclarer des effectifs équivalent temps-plein. L'effectif retenu pour les statistiques descriptives est donc l'ETP issu de Sirius.

Cependant, parmi les entreprises proches du seuil d'éligibilité de 250 salariés, il est notable que l'effectif physique calculé à partir des FDT semble plus proche des effectifs déclarés à l'ASP que les effectifs calculés en équivalent temps plein (**cf. table 1b et figure 1**). Les entreprises de plus de 200 salariés ont ainsi tendance à surestimer de 5 à 10 % leur effectif ETP au regard des sources statistiques ; dans environ 80 % des cas, l'effectif déclaré à l'ASP est ainsi supérieur à l'effectif ETP (**figure 1**).

Il est possible qu'à mesure que le nombre de salariés augmente, le calcul de l'effectif ETP devienne plus complexe, conduisant les entreprises à raisonner en effectif physique plutôt qu'ETP. Cette considération est importante pour l'approche économétrique qui repose sur une évaluation précise du seuil d'éligibilité perçu par les entreprises (cf section IV).

Figure 1 : distribution des écarts d'effectif parmi les entreprises ayant déclaré plus de 200 salariés à l'ASP



Champ : entreprises ayant déclaré plus de 200 salariés à l'ASP.

Lecture : dans 80 % des cas, l'effectif ASP des entreprises ayant déclaré plus de 200 salariés est supérieur à l'ETP Sirius.

Sources : ASP, Sirius, FDT.

Dans l'approche économétrique par zone d'emploi et secteur d'activité, on utilise en complément **les déclarations annuelles de données sociales (DADS**, formalité déclarative incombant à tout employeur) de l'année 2014 afin d'estimer le degré d'exposition à l'aide. Pour chaque salarié, on dispose de l'identité de l'entreprise, des dates de début et de fin de contrat⁸, du type de contrat (CDD ou CDI), du nombre d'heures réalisées ainsi que du salaire mensuel brut.

Non éligibles à la mesure, les entreprises de droit public (administration ou entreprises publiques) et les particuliers employeurs sont exclus du champ de l'analyse. Les entreprises d'intérim ont été placées hors du champ de l'étude dans la mesure où les dynamiques d'embauches obéissent à des mécanismes distincts des autres secteurs. Les entreprises agricoles ont enfin également été exclues. La base d'étude comporte 2,3 millions d'entreprises (unités légales) présentes en 2016.

⁸ Dans les DADS, on ne dispose au plus que de deux périodes d'emploi pour chaque couple salarié-employeur, aussi ne permettent-elles pas de suivre précisément les périodes d'emploi les plus brèves.

III – Statistiques descriptives

III-1 La prime bénéficie surtout aux plus petites entreprises

Du point de vue de la catégorie juridique, ce sont logiquement les sociétés commerciales qui bénéficient pour l'essentiel des primes (87 % du montant total), mais des associations en ont également bénéficié (4,4 % du montant total). L'hôtellerie est le secteur d'activité ayant bénéficié du plus grand nombre de primes (21 % de l'ensemble des primes, **figure 2**), suivi du commerce et de la réparation d'automobiles et de motocycles (19 %). C'est toutefois ce dernier secteur qui reçoit la plus grande part du montant des primes : 20 % contre 19 % dans l'hôtellerie. De manière générale, il y a peu d'écart entre la répartition du nombre de primes et celle des montants alloués.

Dans la plupart des secteurs, 30 % des primes environ portent sur des CDD (**figure 3**), les 70 % restant concernant des CDI. Cette répartition correspond à la proportion de ces contrats dans les embauches en 2016 telle qu'elle apparaît dans les DPAE (**figure 4**), si l'on n'oublie pas que les primes ne portent que sur les CDD de 6 mois ou plus⁹. Cette proportion varie peu à l'exception du secteur de la santé et de l'action sociale où les CDI sont nettement plus fréquents (81 % des primes). En revanche, la part des temps partiels varie fortement selon les secteurs : les primes n'ont porté sur un contrat à temps partiel que dans 9 % des cas dans le secteur de la construction, mais dans 57 % des cas dans celui de la santé et de l'action sociale. Cela reflète en partie le profil des contrats dans ces secteurs.

81 % des primes bénéficient aux entreprises de moins de 50 salariés ETP, dont plus de la moitié à celles de moins de 10 salariés ETP (**figure 5**). La part des primes de chaque catégorie de taille d'entreprise reflète assez fidèlement la part des embauches en contrats en CDI et CDD de 6 mois ou plus. La part des primes est supérieure à la part des embauches en deçà de 50 ETP et inférieure au-delà, ce qui peut découler du fait que les salaires croissent généralement avec la taille d'entreprise, la part des embauches à un salaire inférieur ou égal à 1,3 Smic devenant plus faible. Si l'on rapporte le montant des primes au niveau d'emploi par catégorie d'entreprise, on constate que les plus petites entreprises semblent davantage bénéficier de la mesure. Ainsi, au sein des entreprises de moins de 250 salariés, celles de moins de 50 salariés représentent respectivement 67 % de l'emploi, 73 % des embauches et 81 % des primes tandis que celles de 50 à 249 salariés représentent 10 % de l'emploi, 7 % des embauches et 4 % des primes.

En comparant ensuite le nombre de déclarations d'embauches à celui des demandes de prime, on peut estimer qu'en 2016, près de 19 % des CDD d'au moins 6 mois et 20 % des CDI conclus par des entreprises de moins de 250 salariés du secteur privé ont bénéficié de la prime à l'embauche (**figure 6**).

Le calcul de ces proportions ne tient cependant pas compte du fait que seules les embauches jusqu'à 1,3 Smic brut (environ 12,60 euros par heure) sont éligibles à la prime à l'embauche : le taux de recours réel mesuré par le ratio entre le nombre de demandes de prime sur le nombre d'embauches éligibles est donc mécaniquement plus élevé.

À partir des déclarations annuelles de données sociales (DADS), disponibles jusqu'en 2014, on estime qu'un peu plus de la moitié des embauches en CDI ou CDD de 6 mois ou plus sont conclues pour un salaire inférieur ou égal à 1,3 Smic (cette estimation recoupe celle d'Anne-Braun et Ozil, 2016). Dans l'hypothèse où la distribution des salaires à l'embauche a peu changé depuis 2014, on peut estimer qu'environ 40 % des embauches éligibles ont bénéficié de la prime.

La baisse régulière du taux d'embauches bénéficiaires de la prime à partir de 50 salariés recouvre probablement en partie une part plus faible des embauches inférieures à 1,3 Smic dans les plus grandes entreprises éligibles (**figure 5**). La baisse assez nette dans les entreprises de 200 à 249 salariés reflète les écarts entre l'effectif ETP Sirius et l'effectif calculé par les entreprises selon les critères d'éligibilité à la prime, ce qui peut conduire des entreprises dont l'ETP Sirius est inférieur à 250

⁹ Les CDD courts représentent la majorité des embauches alors même qu'ils ne représentent qu'une faible part de l'emploi en raison du fort taux de rotation associé, en revanche les CDD de 6 mois ou plus sont moins fréquents que les CDI.

à se considérer comme inéligibles. Ces taux apparents de recours sont proches de ceux d'autres réformes récentes (47 % pour le dispositif « Zéro charge » (Cahuc, Carcillo et Le Barbanchon, 2017).

On peut s'étonner que cette proportion ne tombe pas à 0 au-delà de 250 salariés. Cela tient principalement à deux cas de figures. D'une part, les sources statistiques ne permettent d'estimer qu'approximativement l'effectif à déclarer à l'ASP, certaines entreprises éligibles apparaissent donc à tort inéligibles lorsque l'on se réfère à leur effectif ETP Sirius. D'autre part, certains établissements semblent avoir déclaré un effectif plus proche de leur effectif d'établissement que de celui de l'entreprise : ces cas sont toutefois très rares, les entreprises ayant plutôt tendance à sur-estimer leur effectif ETP (voir encadré).

III-2 Analyse des flux d'embauches

En 2014 et 2015, le nombre de DPAE augmente au cours du temps avec une tendance de l'ordre de 3 %¹⁰ en glissement annuel (**figure 7a**). Le nombre total de DPAE augmente davantage en 2016 (+5 %). En particulier, le nombre d'embauches en CDD d'au moins 6 mois augmente nettement, et celui des embauches en CDI s'accroît de manière plus modérée. Ainsi, le nombre d'embauches en CDD d'au moins 6 mois excède largement la hausse tendancielle de 5 % puisque les déclarations d'embauches augmentent de plus de 20 % en moyenne entre le premier semestre 2015 et le premier semestre 2016.

Si la hausse des embauches en CDI n'apparaît pas propre aux entreprises éligibles (moins de 250 salariés) celle des CDD d'au moins 6 mois provient au premier trimestre 2016 essentiellement des entreprises éligibles à la prime (**figure 7b**). Il est donc possible qu'elle reflète au moins en partie l'effet de la prime. La figure ne permet en revanche pas de voir de schéma clair pour les CDD courts (durant entre 1 et 5 mois).

Les figures 8a et 8b détaillent respectivement l'évolution des embauches en CDD de 6 mois ou plus et en CDI par taille d'entreprises. La progression des embauches en CDD d'au moins 6 mois est très nette dans les entreprises de moins de 10 salariés, et présente mais plus modérée dans les entreprises de 10 à 19 et de 50 à 149 salariés (**figure 8a**). Elle est concentrée aux deux premiers trimestres de 2016, alors qu'on remarque un retour à la tendance au 3^e trimestre voire un ralentissement au dernier trimestre¹¹.

Les embauches agrégées en CDI sont sujettes à des dynamiques moins facilement interprétables. Entre 2015 et 2016, les embauches en CDI connaissent une tendance à la baisse pour les entreprises entre 1 et 49 salariés, neutre pour les entreprises entre 50 et 499 salariés et à la hausse pour les entreprises de plus de 500 salariés (**figure 8b**).

Comme l'indique la **figure 9**, la hausse des CDD de 6 mois ou plus s'accompagne d'une baisse de la part des CDD de 4 à 5 mois. Les entreprises concernées auraient ainsi allongé la durée de leurs contrats à durée déterminée. On remarque effectivement dans la **figure 10** une hausse de la durée des CDD de plus de 3 mois, plutôt sensible sur la médiane que sur la moyenne. La tendance légèrement baissière de la durée de ces CDD les 2 années précédentes s'inverse brutalement au premier semestre 2016 ; elle semble cependant reprendre ensuite.

Les différences de dynamiques d'embauche selon l'effectif des entreprises ne peuvent toutefois pas être directement attribuées au dispositif : dans le cas du CDD d'au moins 6 mois, par exemple, les entreprises éligibles ont pu être plus sensibles aux conditions conjoncturelles favorables qui ont également eu un impact sur la demande de CDD longs des entreprises non éligibles. L'identification d'un effet propre à la prime nécessite une approche économétrique.

¹⁰ La tendance atteint +5 % par an si l'on inclut les contrats d'intérim.

¹¹ L'affaiblissement au second semestre pourrait refléter des phénomènes de substitution : si les entreprises ont allongé la durée de certains CDD pour bénéficier de la prime au premier semestre, les fins de contrats associées sont décalées dans le temps. La rotation et donc les embauches peuvent alors diminuer dans la période où les contrats seraient arrivés à échéance en l'absence de prime.

IV – Approche économétrique

IV-1 Seuil des 250 salariés

IV-1-A. Mesure de la taille

La non-éligibilité des entreprises de plus de 250 salariés suggère une première approche d'évaluation du dispositif de prime à l'embauche. Si la prime accroît la propension à embaucher des entreprises éligibles, un écart en termes de dynamique d'embauches devrait pouvoir être observé autour du seuil des 250 salariés. Sous l'hypothèse que les entreprises de part et d'autre du seuil ont habituellement des comportements d'embauches similaires, l'effet de la prime peut théoriquement être estimé en comparant les entreprises éligibles à la prime (« groupe traité ») et les entreprises qui n'y ont pas droit (« groupe de contrôle »).

Cette stratégie d'identification part du principe que l'économètre peut assigner sans erreur les entreprises entre groupe traité et groupe de contrôle. En pratique toutefois, la ligne de démarcation entre les deux groupes peut être difficile à définir pour deux raisons. La variable de taille, premièrement, est imparfaitement observée : le calcul de l'effectif équivalent temps plein offre un certain nombre de degrés de liberté et l'estimation faite par l'entreprise peut donc différer de celle obtenue dans les DADS. Par ailleurs, l'effectif varie au cours du temps et une entreprise pourrait potentiellement passer du groupe de contrôle au groupe traité selon la manière dont l'effectif est mesuré (en début/fin d'exercice, en moyenne sur l'année...).

Ce problème relativement classique pour l'économètre est amplifié dans le cadre de cette étude par la suspicion de potentielles difficultés rencontrées par les entreprises elles-mêmes quant aux modalités d'évaluation de leur éligibilité à la mesure. L'encadré de la section III-1 indique en effet que les entreprises proches du seuil semblent se référer plus souvent à leur effectif physique qu'à leur effectif salarié. L'étude de l'évolution du taux de recours avec différentes mesures de l'effectif corrobore cette constatation (**figures 11 et 12**) : quand le taux de recours à la prime baisse de manière graduelle à partir de 225 salariés en effectif ETP, il marque une nette baisse au seuil des 250 salariés en effectif physique. Cette discontinuité observée pour la taille mesurée en effectif physique suggère qu'au moins une partie des entreprises se sont référées à l'effectif physique pour évaluer leur éligibilité à la prime.

La question du choix de la mesure de la taille est d'autant plus importante qu'il conduit à sélectionner des populations d'entreprises très différentes selon le concept d'effectif retenu. La **table 2** répartit ainsi les entreprises selon l'effectif physique et l'effectif ETP : seules 31 entreprises ont entre 240 et 259 salariés selon les deux définitions, soit 13 % des entreprises dans la même tranche de taille en se référant à l'effectif physique et 18 % des entreprises en utilisant l'effectif ETP. De manière naturelle, les entreprises mesurées selon leur effectif physique sont systématiquement plus petites que celles mesurées avec l'effectif ETP : les entreprises ayant entre 240 et 259 salariés en effectif physique ont ainsi 203 salariés en moyenne selon leur effectif ETP. Des estimations utilisant l'effectif physique et l'effectif ETP peuvent donc donner des résultats divergents dans la mesure où elles portent sur des groupes d'entreprises différents.

Le choix a été fait dans cette analyse d'utiliser l'effectif ETP comme variable de taille. Bien que, en théorie, l'utilisation de l'effectif physique puisse permettre une estimation plus précise (la discontinuité étant très marquée au niveau du seuil), cette alternative introduit un niveau de complexité supplémentaire puisqu'elle conduit à baser l'identification sur les entreprises qui évaluent leur éligibilité de manière incorrecte. Ce sous-échantillon est en effet susceptible d'être non représentatif de la population d'entreprises, ce qui pourrait amener à tirer des conclusions erronées sur l'effet moyen de la prime au niveau du seuil des 250 salariés.

On constate en outre que le taux de recours est en moyenne bien plus faible pour les entreprises de plus de 250 salariés en effectif ETP que pour les entreprises en dessous du seuil. Ceci suggère le recours à un estimateur en différence de différence (DD) : en comparant des entreprises éligibles (groupe de traitement) à des entreprises non éligibles (groupe de contrôle), il reste possible d'identifier

l'effet moyen du différentiel d'intensité de traitement sur la dynamique des embauches.

À titre de comparaison, toutefois, les différentes estimations conduites en se fondant sur l'effectif ETP ont été reproduites en utilisant l'effectif physique et sont reproduites en annexe. L'utilisation de l'effectif physique semble en effet particulièrement adaptée pour le recours à une estimation par régression sur discontinuité, la baisse du taux de recours étant très marquée autour du seuil. Les différentes estimations conduisent toutefois à des résultats difficilement interprétables (baisse des embauches en CDD entre 1 et 5 mois selon l'estimateur en différence-de-différence, baisse des embauches en CDI au profit des embauches en CDD de plus de 6 mois selon l'estimateur en régression sur discontinuité) et très peu robustes aux spécifications choisies, nous confortant *ex post* dans notre choix de l'effectif ETP comme variable de taille.

IV-1-B. Différence-de-différence

L'estimateur en différence-de-différence repose sur la comparaison d'entreprises en-dessous et au-dessus du seuil des 250 salariés¹² (première différence) et entre avant et après la mise en place de la mesure (seconde différence). Bien qu'en apparence naturelle, la manière de constituer les groupes d'entreprises en question constitue en réalité un choix crucial pour l'estimation : une fourchette de taille trop petite conduira à trop peu d'observations pour une estimation précise. À l'inverse, une fourchette trop large (par exemple, ensemble des entreprises éligibles contre ensemble des entreprises non éligibles) pose la question de la comparabilité des deux populations d'entreprises et du rôle de l'hétérogénéité inobservable sur les résultats. Nous avons retenu comme groupe traité les entreprises de 240 à 249 salariés et comme groupe de contrôle celles de 250 à 259 salariés¹³. Des compositions alternatives de groupes de contrôle et de traitement sont utilisées à titre de tests de robustesse.

L'estimation repose ensuite sur l'hypothèse que les trajectoires d'embauches des entreprises traitées et non traitées suivaient un chemin parallèle avant la mise en place de la prime. Cette condition semble être approximativement validée pour les CDD de 6 mois ou plus (**figure 13**) : l'évolution du nombre moyen d'embauches¹⁴ en CDD de 6 mois ou plus connaît en effet une trajectoire similaire en 2015 pour les deux groupes d'entreprises. Le nombre de contrats en CDD longs croît par ailleurs légèrement plus aux troisième et quatrième trimestres 2016 dans les entreprises de 240 à 249 salariés que chez les entreprises du groupe de contrôle. L'hypothèse des tendances communes est plus discutable pour les embauches en CDI (**figure 14**) : les embauches en CDI semblent avoir en particulier connu des variations plus importantes chez les entreprises éligibles en 2015. On remarque toutefois là encore que les embauches en CDI semblent avoir été plus importantes au deuxième semestre 2016.

Au-delà des tendances communes, l'estimation en différence-de-différence peut être rendue invalide si les entreprises présentes dans les groupes de contrôle et de traitement diffèrent sur des dimensions pouvant affecter leurs comportements d'embauches. La spécification retenue utilise dans cette optique la dimension temporelle des données pour introduire des effets fixes entreprises afin de neutraliser l'influence sur les résultats d'éventuelles caractéristiques inobservées stables au niveau de l'entreprise.

Deux variables d'intérêt sont considérées ; le nombre d'embauches et le fait d'embaucher.. Pour minimiser le nombre de valeurs manquantes ainsi que pour limiter les problèmes d'hétéroscédasticité, le nombre d'embauches est transformé en son log augmenté de 1,

$$\log(1 + \text{embauche}_{f,t})$$

¹² À notre connaissance, le seuil des 250 salariés ne coïncide avec aucune régulation (voir Garicano, Lelarge et Van Reenen 2016). La définition des PME apportée par Loi de modernisation de l'économie de 2008 fait en revanche effectivement référence au chiffre des 250 salariés. Cette définition porte toutefois sur un périmètre différent (groupe d'entités liées et non unité légale) et reste essentiellement utilisée à des fins statistiques.

¹³ L'effectif retenu pour la composition des groupes correspond à celui de l'année 2015 est reste donc fixe tout au long de l'analyse.

¹⁴ Il a été choisi de représenter la moyenne du nombre d'embauches plutôt que celle de la croissance des embauches, car cette dernière est très sensible à la présence de valeurs extrêmes.

où $embauche_{f,t}$ désigne le nombre d'embauches effectuées par l'entreprise f au trimestre t . La probabilité d'embaucher est ensuite étudiée à travers l'indicatrice $1(embauche_{f,t} > 0)$.

Ces deux variables sont déclinées par type d'embauche (CDI, CDD de 6 mois ou plus, CDD de 1 à moins de 6 mois). Le taux de croissance de l'effectif physique entre 2015 et 2016 est défini par

$$\Delta Effectif_{f,t} = \frac{Effectif_{f,t} - Effectif_{f,t-4}}{Effectif_{f,t-4}}$$

et l'effectif physique en niveau sont également considérés comme variables dépendantes.

L'équation estimée suit donc la forme :

$$Y_{ft} = \alpha_f + \gamma \cdot Post\ 2016_t + \delta \cdot Traitement_f \cdot Post\ 2016_t + \epsilon_{ft}$$

où :

- Y_{ft} est l'une des différentes variables décrites ci-dessus (niveau d'embauche, l'embauche en elle-même, le taux de croissance de l'effectif physique et l'effectif physique lui-même)
- α_f est un effet fixe entreprise
- $Traitement_f$ est une indicatrice égale à 1 si l'entreprise f appartient au groupe traité, zéro sinon
- $Post\ 2016_t$ est une indicatrice égale à 1 si le trimestre t est compris entre le premier trimestre 2016 et le dernier trimestre 2016, et 0 sinon

Un paramètre δ positif et significativement différent de zéro indique que, suite à la mise en place de la prime, la croissance des embauches (ou, selon la spécification choisie, le niveau des embauches, la probabilité d'embaucher ou la croissance de l'effectif) a connu une évolution plus favorable pour les entreprises traitées (effet positif de la prime).

La **table 3** indique que les groupes de traitement et de contrôle comportent respectivement 124 et 104 entreprises pendant la période 2014-2015. Les groupes de traitement et de contrôle connaissent des dynamiques d'embauche statistiquement indiscernables avant la mise en place de la prime. Il apparaît en revanche que les entreprises du groupe de traitement sont un peu plus jeunes et embauchent légèrement moins en CDI et CDD de 6 mois ou plus en 2015.

Les différentes spécifications conduisent à des résultats globalement convergents (**table 4**). Les spécifications en probabilité et en niveau indiquent un effet positif de la prime sur l'évolution des embauches en CDI. L'effet semble relativement fort : les résultats indiquent que les entreprises du groupe de traitement ont une probabilité d'embaucher en CDI 7,6 points de pourcentage plus importante que les entreprises du groupe de contrôle (pour une probabilité inconditionnelle de 61 %).¹⁵

Les embauches en CDD de 6 mois ou plus en revanche ne semblent pas être significativement affectées par la prime. Le coefficient pour les embauches en CDD de 1 à 5 mois est négatif dans l'ensemble des spécifications et même significativement différent de zéro au seuil des 10 % dans la spécification en niveau. Ceci suggère la présence d'effets de substitution entre CDI et CDD de 1 à 5 mois.

¹⁵ Les différences de résultat avec l'Insee Analyses n°29 sont commentées et expliquées en annexe 3.

L'étude de l'évolution de l'effectif physique (**table 4**) tend à renforcer cette hypothèse : l'estimateur DD ne permet pas d'observer de différences significatives de croissance d'effectif entre les entreprises du groupe de traitement et du groupe de contrôle. De surcroît, l'étude des effectifs en niveau indique que les entreprises du groupe de traitement, plus petites par construction que les entreprises du groupe de contrôle, tendent à devenir encore plus petites que ces dernières après la mise en place de la prime. Cette évolution de l'effectif physique peut là encore indiquer une substitution de la part des entreprises traitées d'un certain nombre de CDD courts par un nombre moins important de CDI¹⁶. Alternativement, il est possible que les entreprises traitées aient plus augmenté les sorties que les embauches : les données disponibles actuellement ne nous permettent cependant malheureusement pas de favoriser telle ou telle hypothèse.

De manière cohérente avec les figures 13 et 14, les effets de la prime sur les embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus sont concentrés sur la fin de l'année 2016, le coefficient pour le dernier trimestre étant le seul significatif au seuil des 1 % quand on autorise l'effet de la prime à varier par trimestre (troisième colonne de la **table 5**). En outre, l'effet de la prime sur les embauches en CDI devient non significatif quand on se restreint aux deux premiers trimestres de l'année 2016 (**table 6**). On retrouve les conclusions de la première version de cette étude réalisée sur le seul premier semestre 2016 (Insee Analyses n°29, 2016).

La table 7 montre que l'ampleur et la significativité de l'effet est plus forte quand on utilise une fourchette de taille plus restreinte pour la composition des groupes de contrôle et de traitement. À l'inverse, le coefficient devient non-significativement différent de zéro quand on étend l'analyse à un plus grand nombre d'entreprises. L'hypothèse de comparabilité des groupes de traitement et de contrôle est toutefois plus susceptible d'être violée à mesure que l'on augmente la fourchette de taille.

Les estimations en différence-de-différence indiquent donc un effet de la prime sur les embauches en CDI pour les grosses PME, proches de 250 salariés. La prime semble en revanche avoir eu un effet nul voire négatif sur l'évolution de l'emploi de ces entreprises, traduisant ainsi potentiellement des effets de substitution entre CDI et CDD de courte durée.

IV-1-C. Régression sur discontinuité

En plus de l'estimation en différence-de-différence, la régression sur discontinuité (RD) permet en théorie une estimation plus précise de l'effet de la prime en comparant uniquement les entreprises immédiatement au-dessous et au-dessus du seuil. L'estimateur RD repose par définition sur l'hypothèse que l'intensité de traitement est discontinue au niveau du seuil : en d'autres termes, les entreprises situées immédiatement après le seuil des 250 salariés ETP doivent recourir significativement moins au dispositif que celles situées immédiatement en dessous.

Comme discuté précédemment, l'étude de l'évolution du taux du recours avec la taille des entreprises (**figure 12**) montre que cette condition n'est pas totalement remplie : la baisse du taux de recours est graduelle à partir de 225 salariés ETP. Les gains de précision apportés par l'estimateur RD par rapport à l'estimateur DD semblent donc contrebalancés voire annulés par l'absence de démarcation nette entre entreprises traitées et non traitées. Les résultats de l'estimation par régression sur discontinuité sont toutefois reproduits ici par souci de complétude.

Formellement, le procédé dit de *régression sur discontinuité* (RD) repose sur une approximation des variations du nombre d'embauches de part et d'autre du seuil des 250 salariés¹⁷. L'écart au niveau du seuil entre ces deux approximations permet d'estimer l'effet de la prime ; la significativité de l'effet est quant à elle obtenue en comparant l'ampleur de l'écart à la variabilité des embauches au niveau du seuil. Le principe est très proche de la méthode en double différence décrite au paragraphe précédent, mais sa mise en œuvre est différente, en particulier de par le poids plus important qu'elle donne aux entreprises les plus proches du seuil. Nous utilisons pour cette étude le package Stata *rdrobust* qui implémente les méthodes d'estimation décrites dans les travaux de Calonico *et al.* (2014).

¹⁶ L'effectif physique donne pour chaque trimestre le nombre de personnes distinctes ayant travaillé pour une entreprise indépendamment du nombre d'heures réalisées. Une entreprise choisissant d'embaucher un salarié en CDI au lieu de 3 salariés différents sur des CDD d'un mois connaîtra donc une baisse de son effectif physique.

¹⁷ La méthode utilisée pour cette approximation (ici en utilisant des polynômes d'ordre 4) semble avoir peu d'impact sur nos résultats. En particulier, l'ensemble des résultats restent inchangés en utilisant des approximations linéaires.

Pour que la régression sur discontinuité soit non biaisée, les entreprises ne doivent pas avoir la possibilité d'influencer leur position vis-à-vis du seuil. Dans la mesure où le seuil est calculé sur la taille des entreprises l'année précédant la mesure, cette condition semble a priori vérifiée. Des tests statistiques supplémentaires (non reportés) corroborent l'hypothèse de continuité de la densité d'entreprises au seuil des 250 salariés.

L'équation estimée s'écrit donc :

$$Y_{ft} = \alpha + \beta \cdot 1(\text{Effectif}_{ft} < 250) + \epsilon_{ft}$$

où Y_{ft} est l'une des trois variables considérées en section IV-1-B.

Les **figures 15 et 16** tracent l'évolution de la croissance annuelle des embauches en CDI et en CDD de 6 mois ou plus en fonction de la taille. Alors qu'aucune tendance ne transparaît pour les embauches en CDD de 6 mois ou plus, on peut noter un léger décrochage des embauches en CDI après le seuil, suggérant que les embauches en contrat long ont été plus dynamiques pour les entreprises bénéficiant de la prime.

Les résultats des spécifications en variations vont dans le sens des graphiques en faisant apparaître un effet de la prime sur la croissance des embauches en CDI (coefficient significatif à 10 % seulement), les embauches en CDD de 6 mois ou plus n'étant elles pas affectées par la présence du seuil. Les spécifications en variation suggèrent aussi un effet positif de la prime sur les CDD court (1 à 5 mois).

La probabilité d'embauche et le niveau des embauches ne semblent en revanche pas exhiber de discontinuités autour du seuil, soulignant ainsi la fragilité des résultats des spécifications en variation. De même, la **table 9** montre que l'on observe aucun effet de la prime sur l'effectif salarié.

Dans l'ensemble, les résultats des estimations en régressions sur discontinuité ne permettent pas de discerner d'effets de la prime. Comme indiqué précédemment, cette absence d'effets estimés n'est toutefois pas très informative dans la mesure où les conditions nécessaires à ce type d'estimation ne semblent pas remplies.¹⁸

IV-2 Exposition à la prime

La stratégie d'identification précédente a pour limite de ne concerner que les entreprises de grande taille (proches de 250 salariés ETP), les conclusions tirées ne pouvant dès lors directement s'étendre aux plus petites entreprises. Le taux de recours à la prime de ces entreprises est de plus relativement faible par rapport à l'ensemble des entreprises éligibles. Or, les éléments descriptifs comparant l'ensemble des entreprises de moins de 250 salariés à celles de plus de 250 montrent que celles-ci ont connu une augmentation forte des embauches en CDD. Une évaluation des effets de la prime sur des entreprises plus petites, lesquelles ont en moyenne plus utilisé le dispositif (figure 6), serait utile pour vérifier si cette hausse est bien liée à la prime.

Une stratégie d'identification alternative inspirée de Cahuc *et al.* (2017) consiste à exploiter les différences d'exposition à la prime entre catégories d'entreprises. Pour être éligible à la prime, le salaire d'embauche doit en effet être inférieur à 1,3 Smic : si l'entreprise a de fait une certaine latitude sur les salaires offerts à ses nouveaux salariés, elle devra également dans une large mesure se soumettre aux conditions du marché du travail sur lequel elle opère.

Ainsi, dans l'hypothèse où les salaires augmentent avec le niveau de formation et d'expérience professionnelle, une entreprise dont la main d'œuvre doit disposer de qualifications élevées aura

¹⁸ Cette méthode avait été pourtant privilégiée pour l'Insee Analyses (2016) pour deux raisons. D'une part, les données utilisées alors conduisaient à une rupture plus nette au seuil de la proportion de recours à la prime, ce qui semblait justifier le recours à la régression sur discontinuité. Cette rupture s'est toutefois nettement atténuée avec le recours à des données d'effectif plus récentes, compromettant la validité de l'estimation. Par ailleurs, une analyse extensive des effectifs déclarés par les entreprises (encadré 1) a suggéré que les entreprises se positionnent de manière assez imprécise par rapport au seuil. Une méthode d'estimation reposant moins sur l'existence d'un seuil précis est donc apparu plus pertinent pour cette étude.

vraisemblablement moins recours au dispositif qu'une entreprise faisant majoritairement appel à des travailleurs peu qualifiés. De même, une entreprise présente dans un bassin d'emploi attirant un large nombre de salariés potentiels peut théoriquement proposer des salaires d'embauches plus faibles, ce qui devrait en principe conduire à un plus fort taux de recours à la prime. De par leur appartenance à des marchés du travail différents, les entreprises vont donc être plus ou moins exposées au dispositif.¹⁹

Pour implémenter cette stratégie d'identification, nous recréons ces différents « marchés du travail » en regroupant les établissements par secteur d'activité (donné par le code APE de l'entreprise, regroupé au niveau A21), zone d'emploi²⁰ (donné par SIRUS) et tranche d'effectifs ETP (1-9 salariés, 10-19 salariés, 20-49 salariés). Le produit de ces différentes dimensions est appelé une cellule. Inclure un critère de taille dans la définition des cellules permet d'évaluer séparément l'impact de la prime sur des entreprises de tailles différentes.

Les différents types d'embauches sont ensuite agrégées au niveau de la cellule. L'unité d'observation retenue conduit théoriquement à la création d'environ 18 000 cellules (3 tailles d'entreprises, 16 secteurs, 378 zones d'emploi). En pratique toutefois, tous les secteurs et tailles d'entreprises ne sont pas présents dans toutes les zones d'emploi (certaines cellules sont vides). De plus, seules les cellules comportant plus de 5 entreprises en 2016 sont gardées dans les estimations. Ceci conduit finalement à garder 8124 cellules (**table 10**)²¹.

La variation des embauches en CDI, CDD de 6 mois ou plus et CDD de moins de 6 mois est ensuite calculée comme la variation des embauches totales réalisées dans la cellule. Les taux de croissance classiques donnant lieu à des valeurs très instables pour les cellules comportant peu d'entreprises, il a été choisi de calculer les taux de croissance au point moyen (Davis et Haltiwanger, 1992) :

$$\Delta X_{c,2016,t} = \frac{2 * (X_{c,2016,t} - X_{c,2015,t})}{X_{c,2016,t} + X_{c,2015,t}}$$

où $X_{c,t}$ est le nombre d'embauches dans la cellule c au trimestre t de l'année 2016. Ce ratio est intéressant, car il est naturellement borné entre -2 et 2, ce qui limite le problème des valeurs extrêmes. Le taux de croissance de l'effectif est mesuré de manière similaire par souci de cohérence.

Comme indiqué précédemment, toutes les cellules ne sont pas concernées de la même manière par la prime à l'embauche (hétérogénéité d'exposition à la prime) : en particulier, les cellules dans lesquelles une plus grande partie de l'emploi est réalisé sur des contrats entrant dans le cadre de la prime sont susceptibles de rencontrer un coût moins important à ajuster leurs structures d'embauches pour bénéficier de la prime. On s'attend ainsi à ce que les cellules exposées à la prime aient relativement plus augmenté leur dynamique d'embauches en 2016.

La variable d'exposition à la prime $Partemploi < 1,3Smic_{c,2014}$ est calculée à partir des DADS 2014 comme la part de l'emploi en CDD de 6 mois ou plus ou en CDI avec un salaire brut horaire inférieur au seuil des 1.3 Smic dans l'emploi total de la cellule c . La part médiane de l'emploi éligible à la prime est de 26 %, l'écart interquartile étant de 21 points.

Tenant compte des différentes notations, l'équation estimée est donnée par

$$\Delta X_{c,t} = \alpha + \gamma_l + \eta_s + \theta_z + \beta \cdot Partemploi < 1,3Smic_c + \delta \cdot Y_{c,t} + \epsilon_{c,t}$$

¹⁹ En termes plus techniques, la méthode utilisée revient à trouver un instrument du taux de recours à la prime pour ne purger ce dernier de facteurs endogènes inobservables qui pourraient contaminer l'estimation. On estime toutefois uniquement la « forme réduite » de l'estimation en double moindres carrés par souci de lisibilité.

²⁰ D'après l'Insee, une zone d'emploi est « un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts ». Les zones d'emploi ont été définies à partir du recensement de l'année 2006 : on compte ainsi 378 zones d'emploi distinctes. Dans le cas d'entreprises multi-établissements, les établissements sont attribués chacun à la cellule correspondant à leur zone d'emploi. Ainsi, dans le cas hypothétique d'une entreprise de construction de 25 salariés comportant un établissement en Île-de-France et un autre en Alsace, le premier établissement est affecté à la cellule (Construction, Île-de-France, 20-49 salariés) et le deuxième à la cellule (Construction, Alsace, 20-49 salariés). Suivant Cahuc *et al.* (2017), le secteur est défini au niveau de l'entreprise et non de l'établissement. Les principaux résultats sont toutefois robustes à l'utilisation d'une convention alternative où le secteur est attribué au niveau de l'établissement.

²¹ Les cellules retenues regroupent en définitive 88 % des entreprises appartenant au champ considéré.

où c , la cellule, est le croisement d'une tranche de taille d'entreprise l , d'un secteur s et d'une zone d'emploi z . La spécification principale comporte une indicatrice de taille d'entreprise, de secteur et de zone d'emploi, permettant ainsi de prendre en compte des différences systématiques d'exposition à la prime imputables à la méthode de construction des cellules.

Le vecteur $Y_{c,t}$ contient ensuite plusieurs variables donnant des informations sur l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises ayant un chiffre d'affaires d'au moins 2 millions d'euros en 2015 ainsi que la part en 2014 d'emplois en temps partiel (défini comme les postes à un demi ETP ou moins) dans l'emploi total de la cellule (calculée à partir des DADS 2014). Certaines spécifications incluent également la croissance des embauches ou de l'emploi en 2015 pour contrôler des tendances précédant la réforme.

Pour contrôler d'un éventuel choc macroéconomique ayant affecté les cellules de manière hétérogène, la croissance « structurelle » de la cellule est également calculée en s'inspirant de Bartik (1991). Pour chaque secteur défini par un code NAF à 3 chiffres, on calcule dans un premier temps la variation de l'emploi entre 2015 et 2016 au niveau national ; la croissance structurelle de l'emploi au niveau de la cellule est ensuite définie comme la moyenne des variations sectorielles de l'emploi pondérées par la part du secteur dans l'emploi de la cellule.

L'emploi total de la cellule est enfin utilisé comme variable de pondération des observations. Ce procédé permet en particulier de pallier directement les problèmes d'hétéroscédasticité des erreurs issues des variations de taille des cellules.

Les estimations semblent indiquer un effet de la prime sur la croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus (**table 11**). L'effet sur les embauches en CDD de 6 mois ou plus est particulièrement robuste, le taux de recours étant positivement et significativement associé à la croissance des embauches en CDD longs dans la totalité des spécifications.

L'ampleur des résultats implique qu'une exposition à la prime supérieure d'un écart interquartile (environ 21 points) a entraîné une évolution des embauches en CDD de 6 mois ou plus supérieure de 6,4 points (la croissance moyenne de ces embauches étant de 10,2 % sur la période).

L'exposition à la prime ne semble ensuite pas avoir affecté la dynamique des embauches en CDI ou des CDD de 1 à moins de 6 mois (**tables 12 et 13**). Les deux dernières colonnes de la **table 14** suggèrent en revanche que les cellules exposées à la prime ont connu une croissance supérieure de leurs effectifs (coefficient significatif à 10 %). Une augmentation de l'exposition à la prime d'un écart interquartile conduirait selon ces résultats à une croissance de l'effectif physique supérieure de 0,4 point (la croissance moyenne des effectifs étant de - 4,1 % sur la période). Comme mentionné en section II, la croissance des embauches ne se traduit pas nécessairement par une croissance de l'effectif, un CDD de 6 mois ou plus pouvant se substituer à plusieurs CDD de plus courte durée : ceci conduit mécaniquement la croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus à être plus sensible à la prime que la croissance des effectifs.

Les spécifications reportées dans la **table 15** introduisent des interactions entre l'exposition à la prime et les tranches d'effectif afin d'évaluer comment l'effet de la prime varie avec la taille d'entreprise. Il apparaît premièrement que l'association entre exposition à la prime et croissance des effectifs discutée au paragraphe précédent disparaît quand on tient compte des dynamiques de taille, indiquant une relative fragilité de l'effet de la prime sur l'emploi. Les résultats indiquent ensuite que la corrélation entre croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus et exposition à la prime est non significativement différente de zéro pour les entreprises de 1 à 9 salariés. Elle reste positive pour les entreprises de 10 à 19 et 20 à 49 salariés, le coefficient de corrélation ne variant pas significativement entre les deux groupes. Ceci indique que seules les entreprises de taille suffisante ont utilisé la prime pour augmenter leurs embauches ; il est toutefois important de rappeler que la population des entreprises de 1 à 9 employés est extrêmement vaste, et que l'absence de corrélation significative peut alternativement résulter d'une grande hétérogénéité des comportements d'embauches au sein des cellules comprises dans cette tranche d'effectif.

L'association entre exposition à la prime et croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus pourrait être due à la présence de facteurs confondants nous amenant à tort à conclure à un effet causal de la prime. Dans l'hypothèse où ces facteurs sont stables dans le temps, l'évolution des CDD de 6 mois ou plus devrait être positivement corrélée à l'exposition à la prime antérieurement à la mise en place de la prime. La **table 16** donne les résultats des estimations précédentes prises pour l'année 2015 (régressions « placebo ») : il apparaît ainsi que le lien entre la part de l'emploi et les dynamiques d'embauche en CDD de plus de 6 mois n'est pas présent en amont de l'introduction du dispositif, renforçant de ce fait l'hypothèse d'un effet causal de ce dernier sur les embauches en CDD de 6 mois ou plus.

De manière implicite, ces estimations font l'hypothèse que les cellules les plus exposées à la prime ont effectivement eu davantage recours au dispositif de la prime à l'embauche. Cette hypothèse est directement testable en utilisant les données de l'ASP. On peut en effet mesurer le taux de recours comme la part au sein de la cellule des embauches ayant bénéficié de la prime dans l'ensemble des embauches. Graphiquement, la corrélation entre le taux de recours et l'exposition à la prime apparaît très clairement comme positive (**figure 17**) ; les résultats des différentes estimations (non reportées) indiquent qu'une augmentation de la part de l'emploi éligible à la prime de 10 points de pourcentage est associée à un taux de recours 1,1 à 1,3 point supérieur.

De manière générale, les estimations tendent donc à souligner des effets de la prime sur les embauches en CDD de 6 mois ou plus ou plus, les nouvelles embauches étant principalement portées par entreprises de 10 à 49 salariés. La prime semble également avoir permis une plus grande croissance de l'emploi, mais les effets demeurent fragiles.

Conclusion

L'estimation en différence-de-différence et celle s'appuyant sur le degré d'exposition à la prime suggèrent un impact du dispositif d'aide à l'embauche PME sur les embauches. Le type d'embauches générées par la prime dépend de la taille d'entreprise : si les entreprises de moins de 50 salariés semblent avoir majoritairement embauchés à travers des CDD de 6 mois ou plus, les entreprises proches du seuil d'éligibilité ont plutôt conclu de nouveaux CDI. Ces effets n'ont toutefois pas été immédiats, s'étant intensifiés surtout au T3 et T4 de 2016.

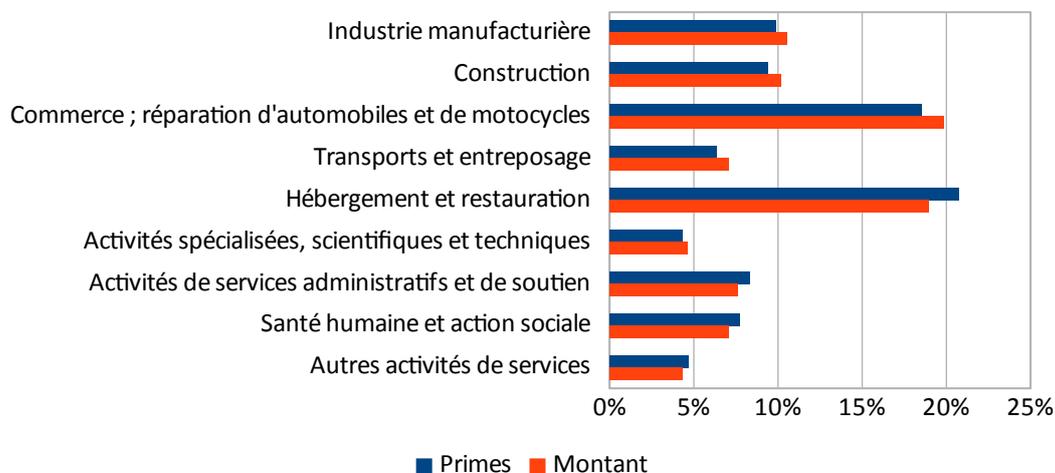
Il semble en revanche plus difficile de conclure quant à un effet de la prime sur l'emploi. Les résultats indiquent que des effets de substitution entre CDI et CDD courts pour les entreprises proches du seuil ont en moins en partie limité la croissance des effectifs. Si les entreprises de moins de 50 salariés exposées à la prime ont en revanche connu une plus grande croissance des effectifs, les effets demeurent très fragiles à la spécification choisie. Cette constatation suggère qu'une partie des nouvelles embauches a pu être compensée par des sorties de l'emploi : il serait en cela intéressant d'étudier l'effet de la prime sur les fins de contrats comme l'ont fait Ananian et Pons (2017) à propos du dispositif Zéro Charges.

L'estimation d'un taux de recours global autour de 50 % (très proche de ce qui avait été estimé pour le dispositif Zéro charge) soulève enfin dans un cadre plus large la question des freins à l'utilisation de tels dispositifs. Une enquête similaire à celle entreprise par Mougin et Rey (2015) menée sur ce type de dispositif permettrait de mieux comprendre les déterminants du taux de recours à ce type d'aide afin de mieux atteindre les entreprises visées.

Tables et figures

1 – Statistiques descriptives

Figure 2 : Principaux secteurs bénéficiaires par nombre et montants totaux des primes

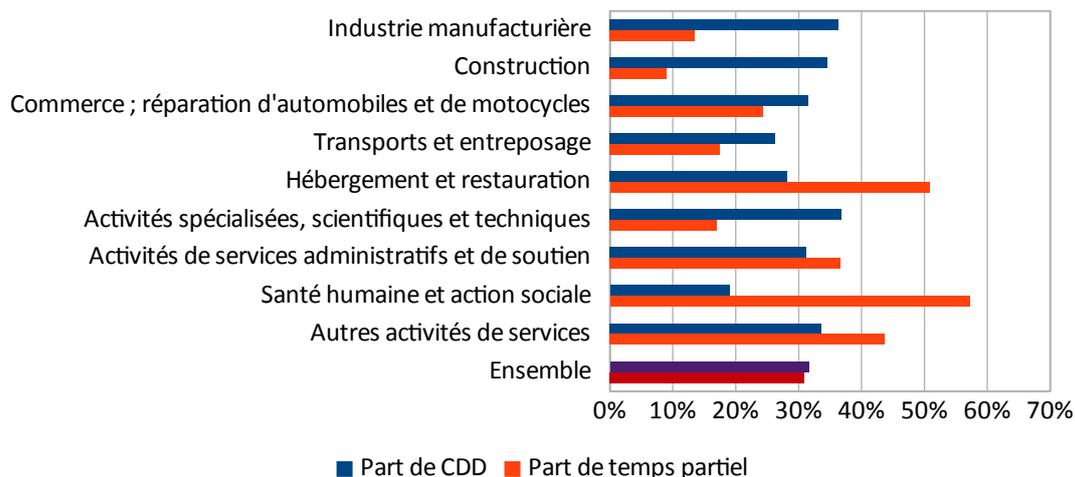


Source : ASP.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : l'hôtellerie représente 21 % des primes et 19 % du montant total accordé.

Figure 3 : Part des CDD et temps partiels dans les primes à l'embauche des principaux secteurs bénéficiaires

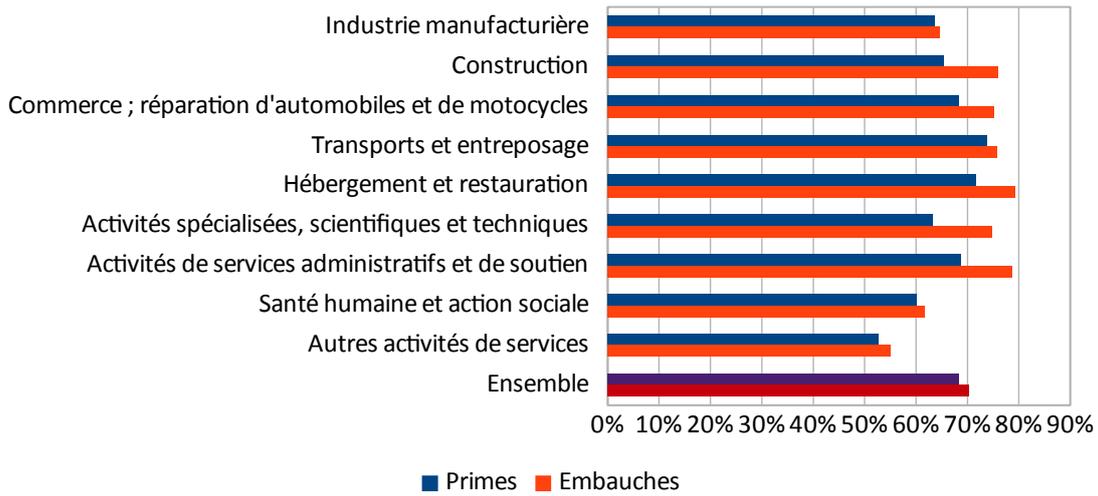


Source : ASP.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : seuls 9 % des primes concernent des temps partiels dans la Construction contre 31 % dans l'ensemble du champ.

Figure 4 : Part de CDI parmi les primes et parmi les embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus

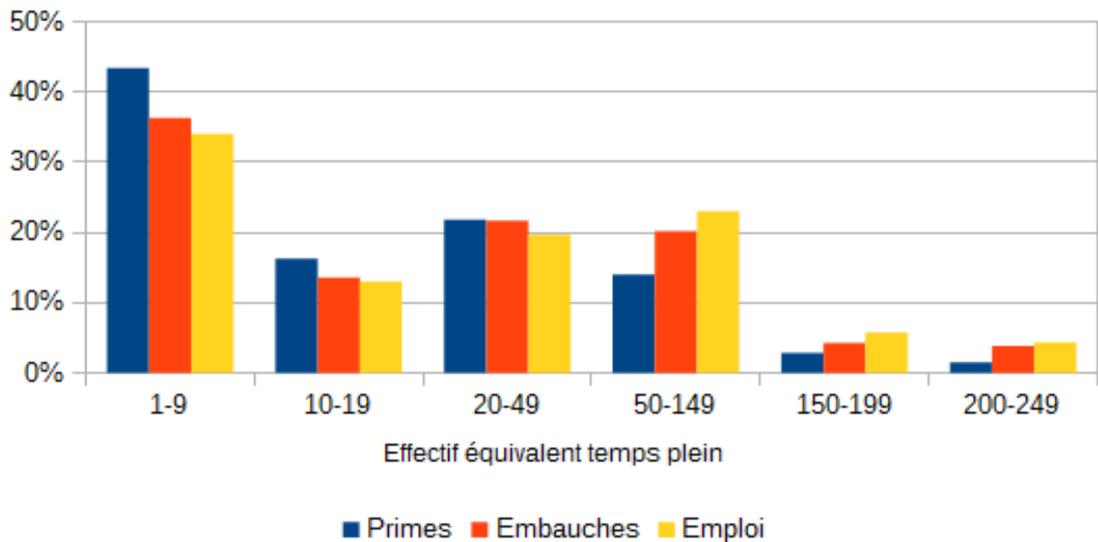


Sources : ASP, DPAE.

Champ : entreprises de moins de 250 salariés ETP hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : les CDI représentent 68 % des primes pour 70 % des embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus.

Figure 5 : Répartition des primes, de l'embauche et de l'emploi par tranches d'effectifs

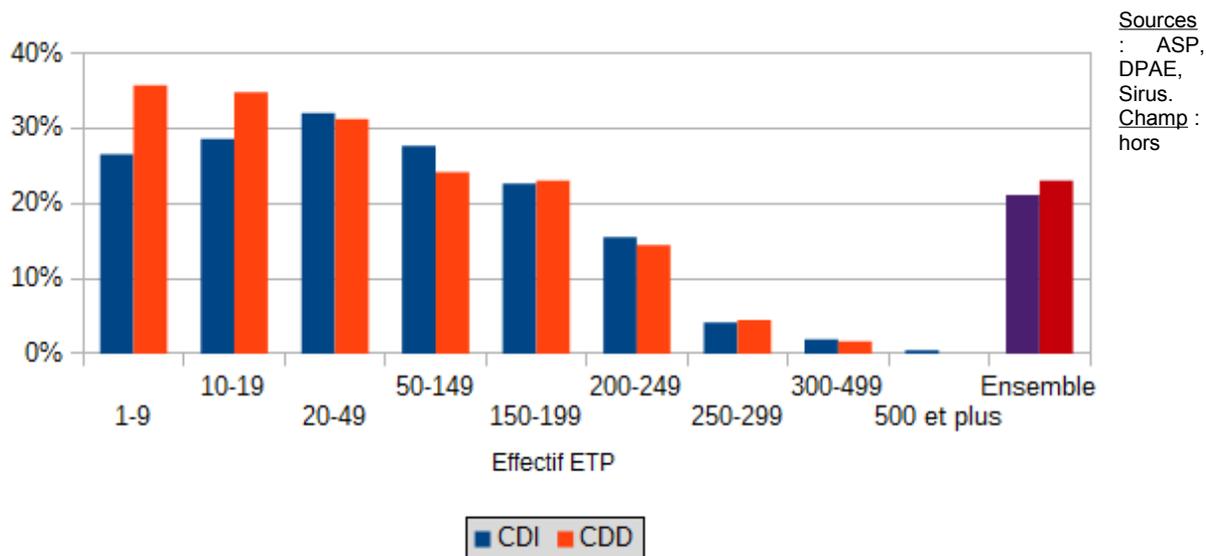


Sources : ASP, DPAE, Sirius, Champ :

entreprises de moins de 250 salariés ETP hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : les entreprises de 1 à 9 salariés ont reçu 43 % des primes versées ; elles représentent 36 % des embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus pour 34 % de l'emploi des entreprises de moins de 250 salariés.

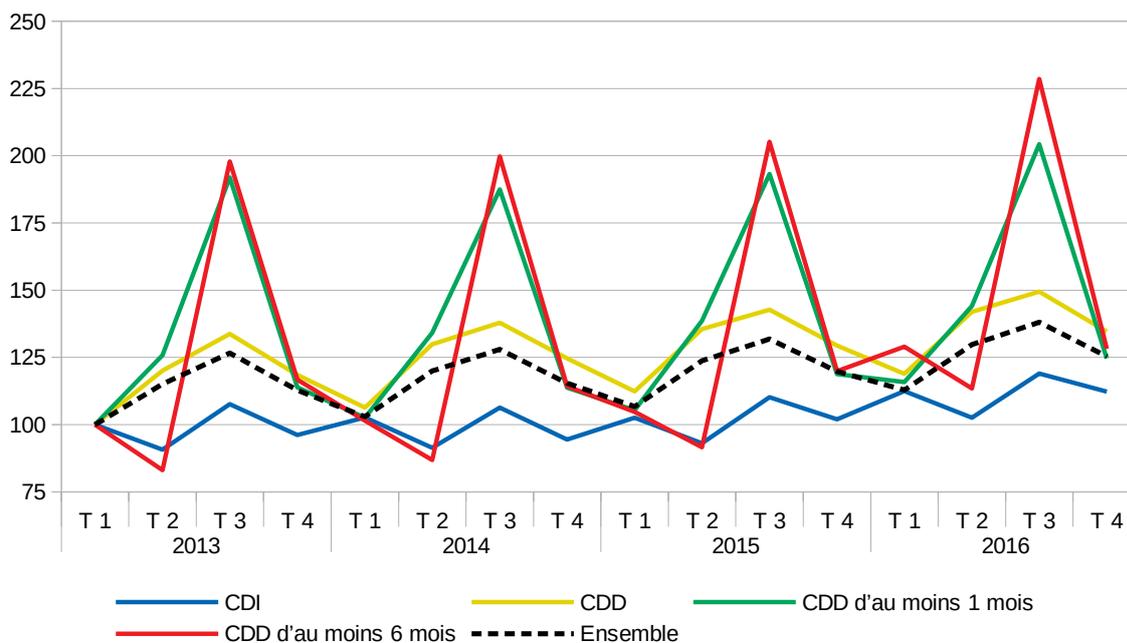
Figure 6 : Taux apparent de recours à la prime



entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : 14 % des embauches en CDD de 6 mois ou plus ont bénéficié de la prime dans les entreprises de 200 à 249 salariés, contre 35 % dans celles de 1 à 9 salariés.

Figure 7a : Evolution du nombre d'embauches entre 2014 et 2016 par type de contrat

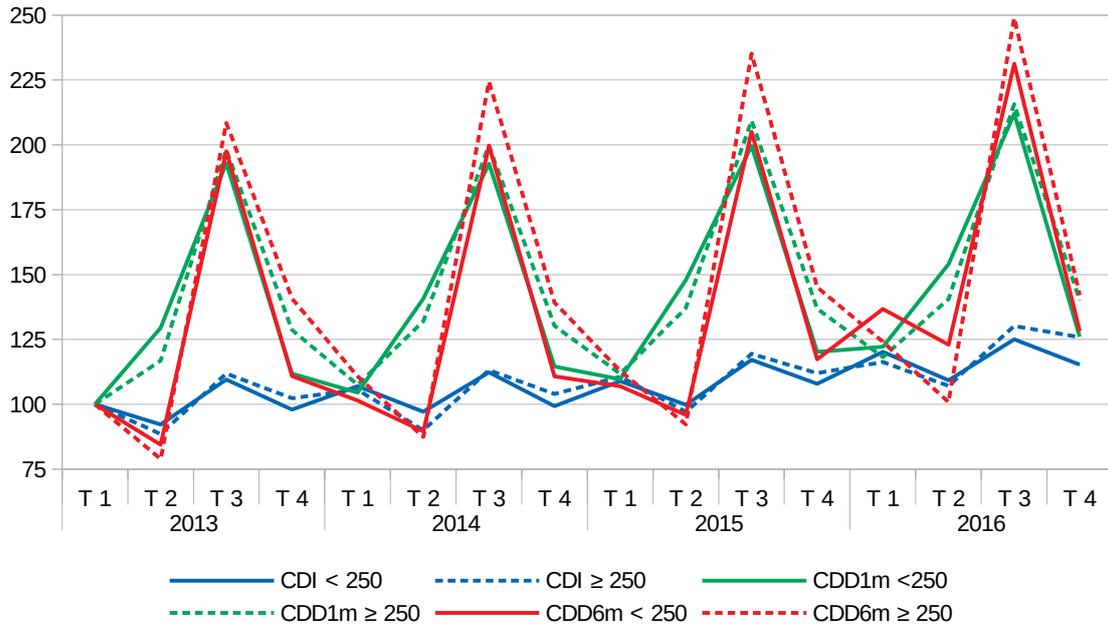


Source : DPAAE.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014 à 2016.

Lecture : entre le troisième trimestre 2014 et le premier trimestre 2013, le nombre total d'embauches en CDD de 6 mois ou plus pour l'ensemble des entreprises a doublé.

Figure 7b : Evolution du nombre d'embauches par type de contrat et taille d'entreprise

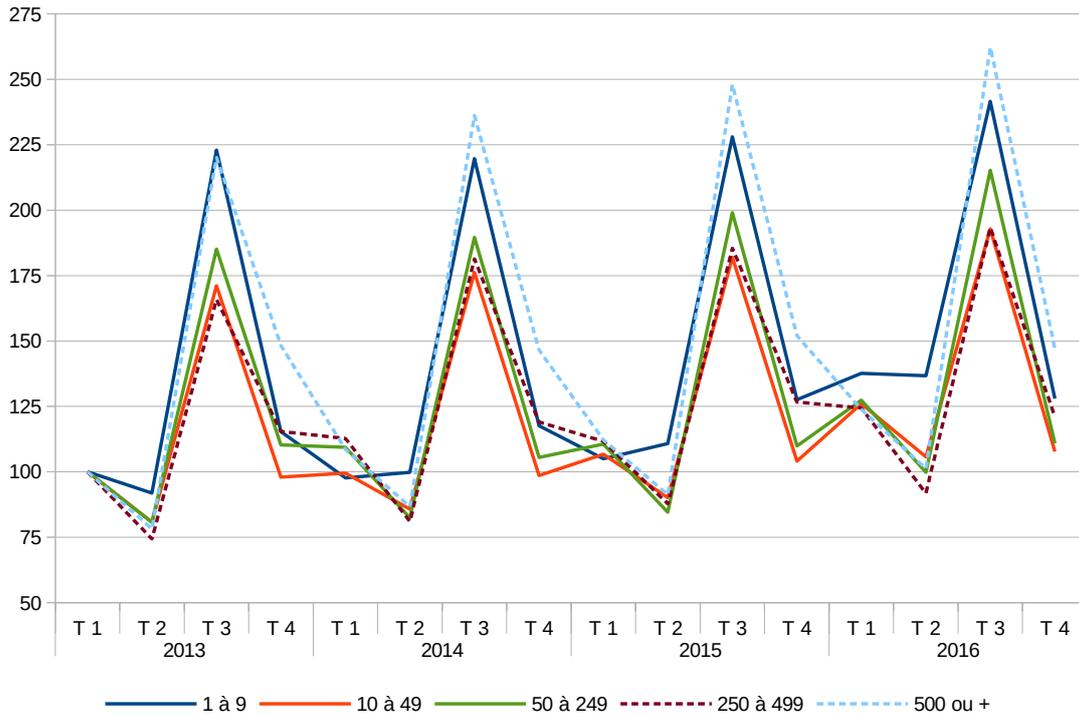


Sources : DPAAE, Sirius,

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim.

Lecture : entre le troisième trimestre 2014 et le premier trimestre 2013, le nombre total d'embauches en CDD de 6 mois ou plus a doublé (augmentation de 100 %) pour les entreprises en dessous du seuil d'éligibilité et a augmenté de 125 % pour les entreprises au-dessus du seuil d'éligibilité.

Figure 8a : Evolution du nombre d'embauches en CDD d'au moins 6 mois par taille d'entreprise

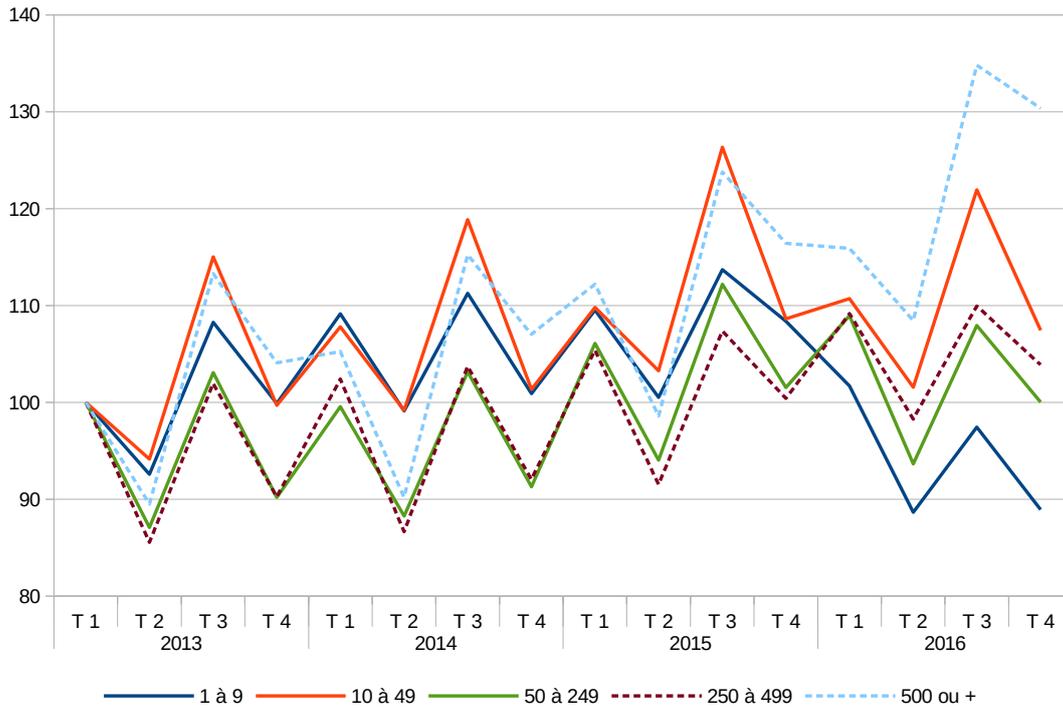


Sources : DPAAE, Sirius,

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim.

Lecture : entre le troisième trimestre 2014 et le premier trimestre 2013, le nombre total d'embauches en CDD de 6 mois ou plus a augmenté de 75 % pour les entreprises ayant entre 10 et 49 salariés.

Figure 8b : Evolution du nombre d'embauches en CDI par taille d'entreprise

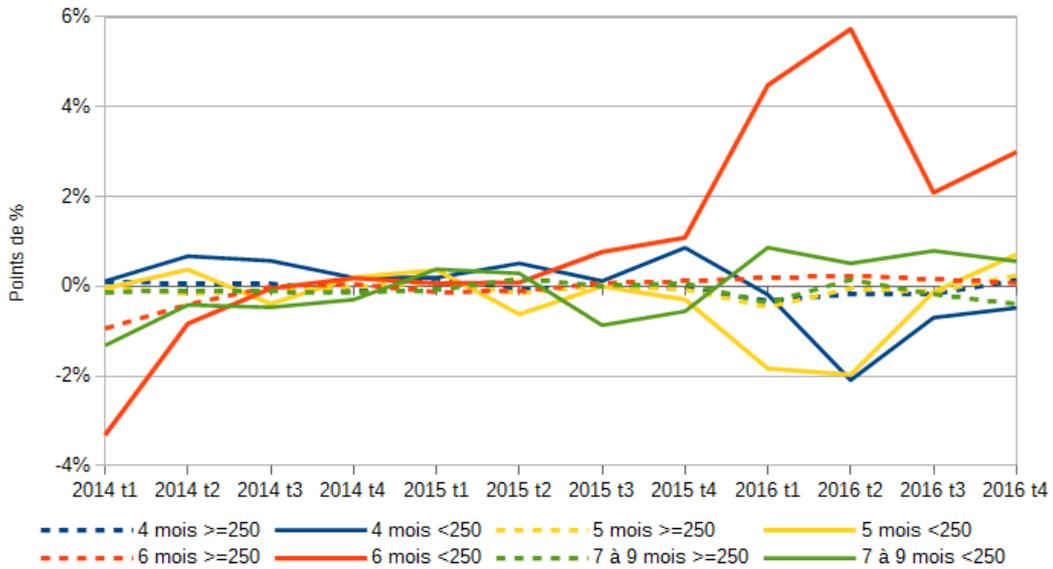


Sources : DPAE, Sirius,

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim.

Lecture : entre le troisième trimestre 2014 et le premier trimestre 2013, le nombre total d'embauches en CDI a augmenté de 18 % pour les entreprises ayant entre 10 et 49 salariés.

Figure 9 : Evolution de la part des CDD d'une durée proche de 6 mois

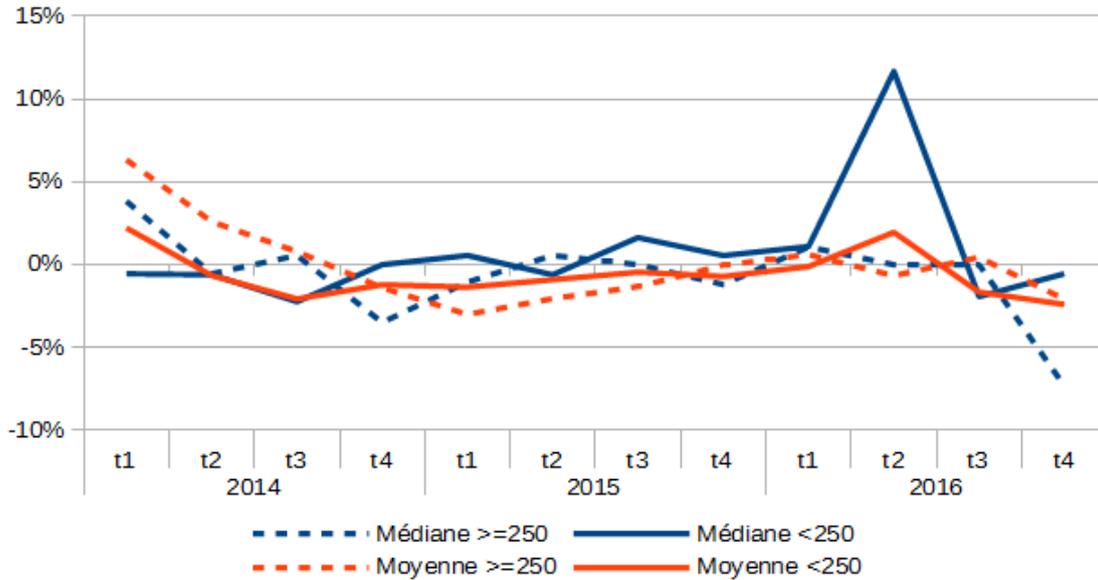


Sources : DPAE, Sirius,

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim.

Lecture : au deuxième trimestre 2016, la part des CDD de 6 mois augmente de 5,7 points dans les entreprises éligibles contre 0,2 points dans celles situées au-delà du seuil.

Figure 10 : Evolution de la durée moyenne et médiane des CDD de plus de 3 mois



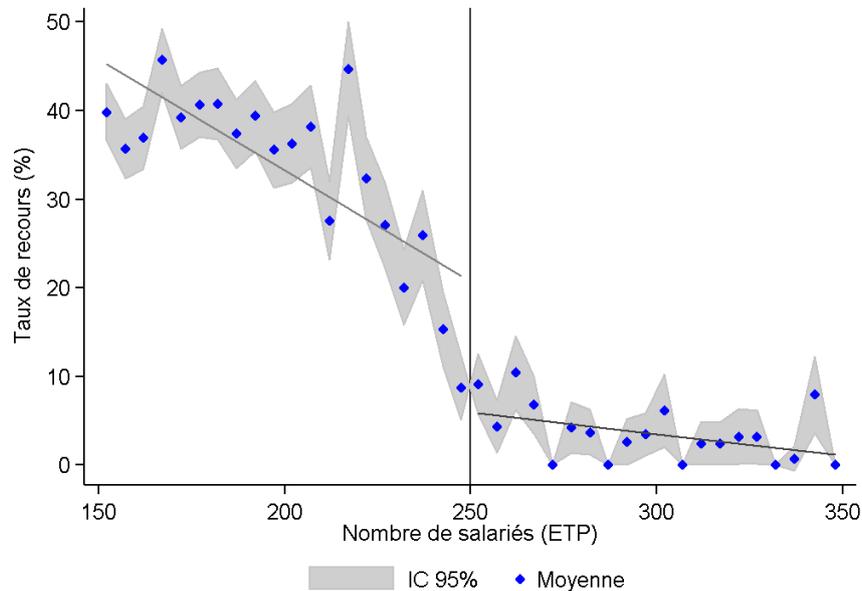
Sources : DPAE, Sirius,

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : au deuxième trimestre 2016 la médiane de la durée des CDD de plus d'un mois augmente de 12 % alors qu'elle est stable dans les entreprises situées au-delà du seuil. Dans le même temps, la durée moyenne augmente de 2 % dans les premières alors qu'elle baisse de 1 % dans les secondes.

A 2 – Différence de différence

Figure 11 : Proportion d'entreprises ayant eu recours à la prime autour du seuil des 250 salariés (effectif ETP)

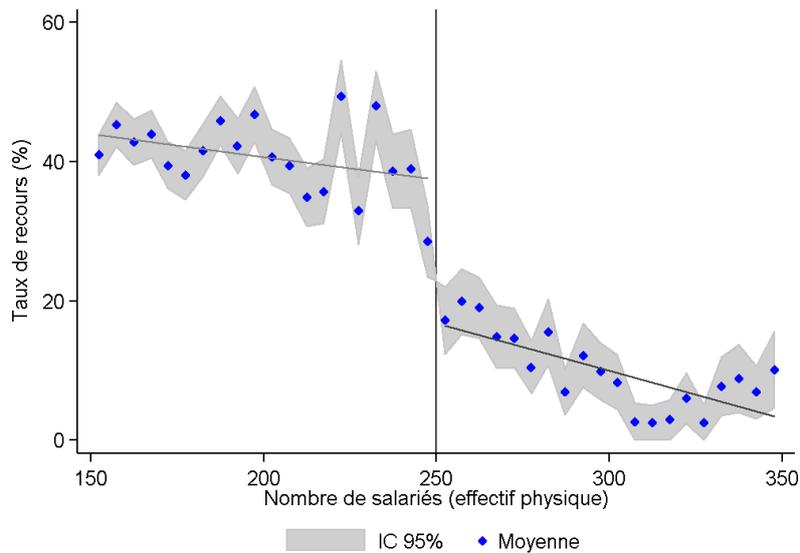


Sources : DPAE, Sirius.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille (mesurée par l'effectif ETP) de la proportion d'entreprises ayant eu recours à la prime, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure 12 : Proportion d'entreprises ayant eu recours à la prime autour du seuil des 250 salariés (effectif physique)



Sources : FDT, ASP (2015-2016).

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille de la proportion d'entreprises ayant eu recours à la prime, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Table 2 : Répartition des entreprises selon l'effectif ETP et l'effectif physique

	Effectif physique								Total
	1-199	200-219	220-239	240-249	250-259	260-279	280-299	> 299	
1-199	6249	379	114	33	16	22	26	105	6944
200-219	22	89	114	34	23	19	9	16	326
220-239	6	13	71	36	42	27	29	27	251
240-249	2	1	7	8	13	21	25	16	93
250-259	2	0	2	3	7	15	17	29	75
260-279	3	0	1	1	2	10	22	40	79
280-299	2	2	1	0	0	1	24	114	144
> 299	416	14	20	8	8	8	12	693	1179
Total	6702	498	330	123	111	123	164	1040	9091

Sources : FDT, Sirius,

Champ : Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : 117 entreprises ont un effectif physique compris entre 220 et 239 salariés en effectif physique et entre 200 et 219 salariés en effectif ETP.

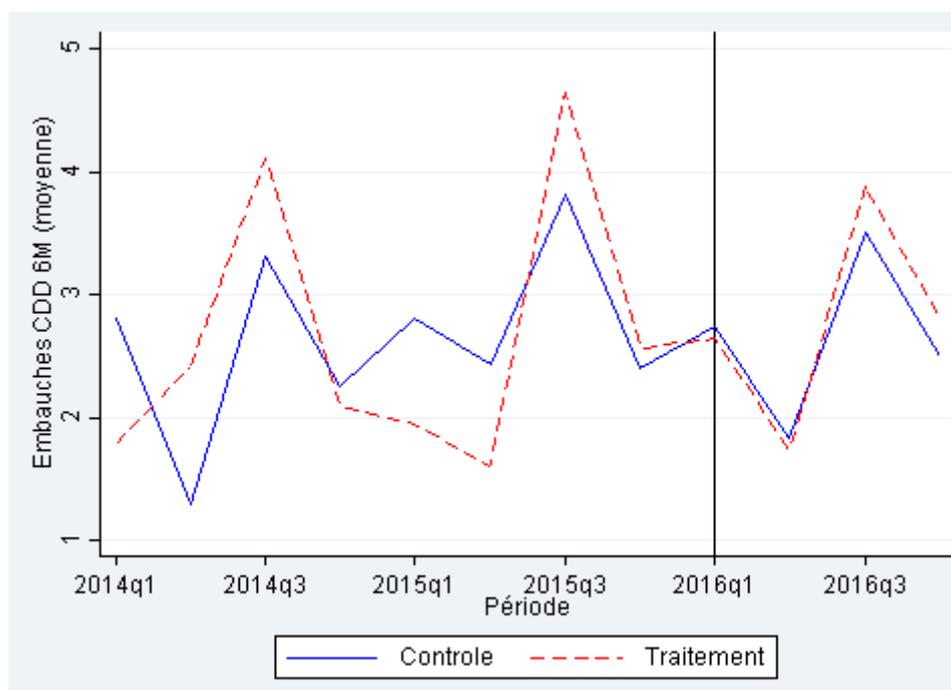
Table 3 – Statistiques descriptives (effectif ETP)

	Contrôle		Traitement		Différence	
Croissance CDD 6M/CDI	0,096	0,925	0,143	0,962	-0,047	(-1,039)
Croissance CDI	0,070	0,863	0,082	0,916	-0,012	(-0,285)
Croissance CDD 6M	0,050	0,819	0,102	0,792	-0,051	(-1,328)
Croissance CDD 1-5M	0,069	0,864	0,063	0,771	0,006	(0,151)
Croissance effectif physique	0,056	0,544	0,018	0,384	0,038	(1,599)
Age 0-19 ans	0,261	0,440	0,310	0,463	-0,049*	(-2,257)
Age 20-39 ans	0,461	0,499	0,438	0,496	0,023	(0,982)
Age > 40 ans	0,277	0,448	0,252	0,434	0,025	(1,194)
Part embauches éligibles (2015)	0,646	0,332	0,608	0,377	0,038*	(2,267)
Nombre d'entreprises	104		124			

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés ETP. Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014-2015.

Lecture : Les cinq premières variables donnent la croissance des embauches en CDI et CDD longs, des CDI, des CDD de 6 mois ou plus, des CDD de 1 à 5 mois et de l'effectif physique. Les trois variables suivantes sont des indicatrices de tranche d'âge des entreprises. Part embauches éligibles (2015) désigne la part d'embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus parmi les embauches réalisées en 2015. Les colonnes « Traitement » et « Contrôle » donnent les moyennes et erreurs standards des variables pour les entreprises entre 240 et 249 salariés et entre 250 et 259 salariés. La colonne « Différence » donne la différence des moyennes ainsi que la p-value du test d'égalité des moyennes. *, **, *** indiquent respectivement une différence significative à 10, 5 et 1 %.

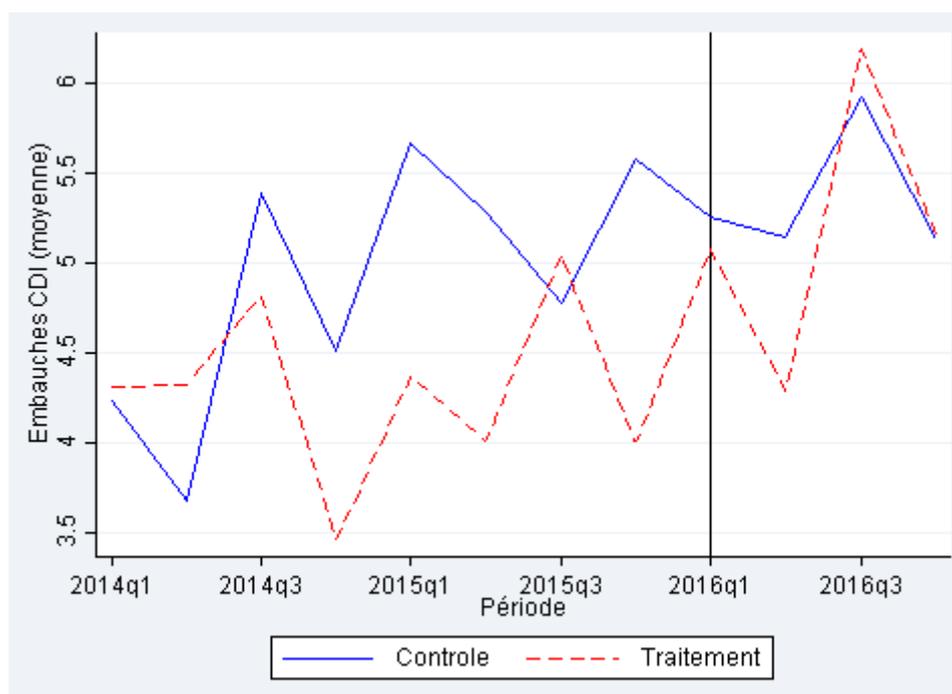
Figure 13 – Nombre moyen d'embauches en CDD de 6 mois ou plus (effectif ETP)

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014 à 2016.

Lecture : Le graphique représente le nombre moyen d'embauches en CDD de 6 mois ou plus entre début 2014 et fin 2016 pour les entreprises du groupe de traitement (240-249 salariés, courbe rouge) et celles du groupe de contrôle (250-259 salariés, courbe bleue).

Figure 14 – Moyenne des embauches en CDI (effectif ETP)



Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014 à 2016.

Lecture : Le graphique indique l'évolution des embauches moyennes en CDI entre 2014 et 2016. La courbe en rouge donne l'évolution des embauches pour les entreprises du groupe de traitement (240-249 salariés), la courbe en bleu pour le groupe de contrôle (250-259 salariés).

Table 4 – Résultats des estimations en différence de différence (effectif ETP)

Embauches – marge extensive				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Traitement * Post 2016	0,048** (0,022)	0,033 (0,031)	0,076*** (0,027)	-0,038 (0,026)
Moyenne	0,760	0,562	0,610	0,444
Observations	2616	2616	2616	2616
R2	0,650	0,490	0,599	0,662
Embauches – niveau (en logarithme)				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Traitement * Post 2016	0,124** (0,055)	0,012 (0,054)	0,160*** (0,048)	-0,083 (0,049)
Moyenne	1,599	0,891	1,082	1,275
Observations	2616	2616	2616	2616
R2	0,740	0,651	0,761	0,915

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés ETP. Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle). L'embauche est ventilée selon le type de contrat (embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus, CDD de 6 mois ou plus ou plus, CDI, CDD de 1 à 5 mois). Les variables considérées sont la décision d'embaucher (marge extensive) et le niveau d'embauche. Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprise et des indicatrices trimestres pour les deux dernières spécifications. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 5 – Estimations complémentaires (DD, effectif ETP)

	Effectif (variation)	Effectif (niveau)
Traitement * Post 2016	0,032 (0,027)	-0,035** (0,015)
Moyenne	0,027	5,614
Observations	2463	2576
R2	0,337	0,627

Sources : DPAE, Sirius, FDT.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés ETP. Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle). Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprise ; la spécification en niveau inclut également des indicatrices de trimestre. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 6 – Détail de l'estimation pour les embauches en CDI en niveau (DD, effectif ETP)

	CDI	CDI	CDI	CDI T1-T2 2016
Traitement * Post 2016	0,172* (0,095)	0,160*** (0,048)		0,061 (0,083)
Traitement * T1 2016			0,182* (0,099)	
Traitement * T2 2016			0,100 (0,101)	
Traitement * T3 2016			0,203* (0,108)	
Traitement * T4 2016			0,313*** (0,105)	
Moyenne	1,082	1,082	1,082	1,569
Observations	2616	2616	2616	2191
R2	0,005	0,761	0,362	0,255
EF entreprise	Non	Oui	Oui	Oui

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle) sur les embauches en CDI en niveau. Toutes les spécifications incluent des indicatrices de trimestre. La quatrième colonne retire les deux derniers trimestres 2016 de l'estimation. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 7 – Compositions alternatives des groupes de contrôle et de traitement (effectif ETP)

	200-299	225-274	240-259	245-254
Traitement * Post 2016	-0.020 (0.023)	0.070** (0.031)	0.160*** (0.048)	0.166*** (0.064)
Moyenne	1.164	1.128	1.082	1.097
Observations	14392	6840	2616	1496
R2	0.724	0.720	0.761	0.736
EF trimestre	Oui	Oui	Oui	Oui
Entreprises traitées	763	326	124	66
Entreprises contrôle	425	240	104	57

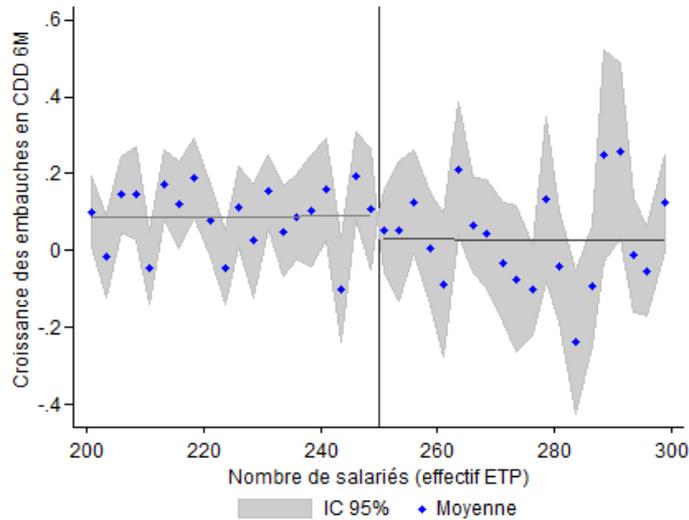
Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 200 et 299 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les embauches en CDI en niveau en comparant les entreprises de 200 à 249 salariés à celles de 250 à 299 salariés (colonne 1), les entreprises de 225 à 249 salariés à celles de 250 à 274 salariés (colonne 2), les entreprises de 240 à 249 salariés à celles de 250 à 259 salariés (colonne 3, spécification de base) et celles de 245 à 254 salariés (colonne 4). Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprises et des indicatrices de trimestre. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

3 – Régression sur discontinuité

Figure 15 : Croissance annuelle des embauches en CDD de 6 mois ou plus (RD, effectif ETP)

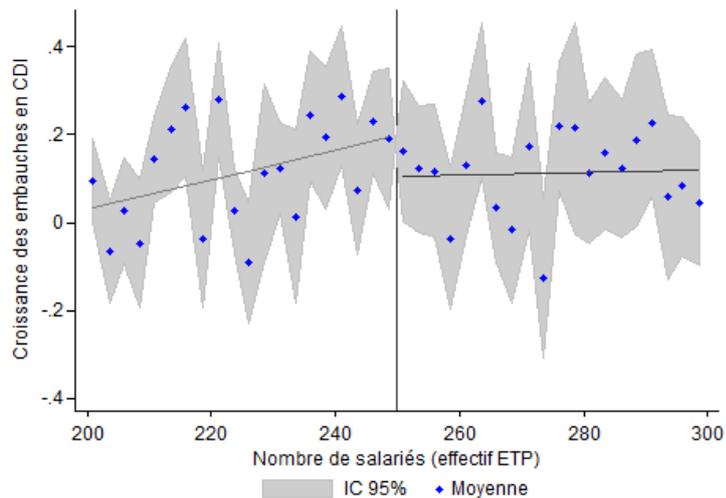


Sources : DPAE, Sirius.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille (mesurée par l'effectif ETP) du taux de croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure 16 : Croissance annuelle des embauches en CDI (RD, effectif ETP)



Sources : DPAE, Sirius

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille (mesurée par l'effectif ETP) du taux de croissance des embauches en CDI, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Table 8 – Résultats des estimations RD à la marge des 250 salariés (effectif ETP)

Embauches – marge extensive				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
1(Effectif<250)	0.116	0.109	0.240	0.028
	(0.213)	(0.220)	(0.215)	(0.218)
Moyenne	0.686	0.437	0.554	0.651
Observations	879	879	879	879
Embauches – niveau (en logarithme)				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
1(Effectif<250)	0.509	0.108	0.654	-0.139
	(0.630)	(0.384)	(0.607)	(1.049)
Moyenne	1.276	0.625	0.898	1.712
Observations	879	879	879	879

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par RD de l'effet du seuil sur l'embauche selon le type de contrat (embauches en CDI et CDD longs, CDD de 6 mois ou plus, CDI, CDD). Les variables considérées sont la décision d'embaucher dans un type de contrat donné (marge extensive) et le niveau d'embauche. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont calculées par les méthodes décrites par Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014). *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 9 – Estimations complémentaires (RD, effectif ETP)

	Effectif (variation)	Effectif (niveau)
1(Effectif<250)	-0.015	-0.009
	(0.068)	(0.100)
Moyenne	-0.014	4.299
Observations	839	849

Sources : DPAE, Sirius.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif ETP). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par RD de l'effet du seuil sur l'embauche sur la variation annuelle de l'effectif et la durée moyenne des embauches en CDD. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont calculées par les méthodes décrites par Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014). *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

4 – Exposition à la prime

Table 10 – Statistiques descriptives

	Moy.	E-T	P5	P25	P50	P75	P95
Croissance effectif	-0,08	0,26	-0,42	-0,20	-0,10	0,00	0,26
Croissance CDI	-0,04	0,54	-0,90	-0,28	-0,04	0,20	0,82
Croissance CDD 6M	0,12	0,64	-1,01	-0,10	0,14	0,40	1,02
Croissance CDD 1-5M	-0,04	0,62	-1,02	-0,28	-0,02	0,22	0,94
Part emploi < 1.3 SMIC	0,27	0,14	0,07	0,16	0,26	0,37	0,52
Observations	8124						

Sources : DPAE, Sirius, DADS, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). Les trois premières variables donnent la croissance annuelle de l'effectif, des embauches en CDI et des embauches en CDD de 6 mois ou plus. La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule.

Table 11 – Variation annuelle des embauches en CDD de 6 mois ou plus

	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Part emploi < 1,3 SMIC	0,204***	0,198***	0,250***	0,310***	0,308***
	(0,062)	(0,062)	(0,058)	(0,074)	(0,074)
Croissance structurelle		-0,246	0,236	0,172	0,574
		(0,398)	(0,342)	(0,414)	(0,438)
Croissance CDD 6M 2015			-0,408***	-0,398***	-0,400***
			(0,016)	(0,020)	(0,019)
Observations	8124	8124	8124	8124	8124
Pondération	Non	Non	Non	Oui	Oui
EF Taille	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui
EF Zone	Non	Non	Non	Non	Oui

Sources : DPAE, Sirius, DADS.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La variable d'intérêt est la croissance annuelle des embauches en CDD de 6 mois ou plus. La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule et des indicatrices de taille d'entreprise. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 12 – Variation annuelle des embauches en CDI

	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Part emploi < 1,3 SMIC	0,044	0,042	0,060	0,080	0,090
	(0,094)	(0,050)	(0,046)	(0,056)	(0,058)
Croissance structurelle		-0,008	0,428	0,174	0,506
		(0,314)	(0,296)	(0,344)	(0,366)
Croissance CDI 2015			-0,427***	-0,430***	-0,431***
			(0,016)	(0,020)	(0,018)
Observations	8124	8124	8124	8124	8124
Pondération	Non	Non	Non	Oui	Oui
EF Taille	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui
EF Zone	Non	Non	Non	Non	Oui

Sources : DPAE, Sirius, DADS.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La variable d'intérêt est la croissance annuelle des embauches en CDI. La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule et des indicatrices de taille d'entreprise. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 13 – Variation annuelle des embauches en CDD entre 1 et 5 mois

	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Part emploi < 1.3 Smic	0,028 (0,054)	0,042 (0,054)	0,010 [*] (0,052)	0,070 (0,064)	0,038 (0,066)
Croissance structurelle		0,634 [*] (0,366)	0,796 ^{**} (0,354)	0,936 ^{**} (0,394)	0,978 ^{**} (0,412)
Croissance CDD 1-6M 2015			-0,311 ^{***} (0,018)	-0,290 ^{***} (0,021)	-0,286 ^{***} (0,020)
Observations	8124	8124	8124	8124	8124
Pondération	Non	Non	Non	Oui	Oui
EF Taille	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui
EF Zone	Non	Non	Non	Non	Oui

Sources : DPAE, Sirius, DADS.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La variable d'intérêt est la croissance annuelle des embauches en CDD de 1 à 5 mois. La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule et des indicatrices de taille d'entreprise. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 14 – Variation annuelle de l'effectif physique

	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Part emploi < 1.3 Smic	0.008 (0.012)	0.014 (0.012)	0.014 (0.012)	0.022 [*] (0.014)	0.026 [*] (0.014)
Croissance structurelle		0.266 ^{***} (0.070)	0.262 ^{***} (0.072)	0.206 ^{***} (0.080)	0.288 ^{***} (0.084)
Croissance effectif 2015			0.011 (0.024)	0.028 (0.023)	0.031 (0.022)
Observations	8124	8124	8124	8124	8124
Pondération	Non	Non	Non	Oui	Oui
EF Taille	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui
EF Zone	Non	Non	Non	Non	Oui

Sources : DPAE, Sirius, DADS, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La variable d'intérêt est la croissance annuelle moyenne de l'effectif physique au sein de la cellule. La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule et des indicatrices de taille d'entreprise. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 15 – Effets de la prime par taille d'entreprise

	Effectif	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Part emploi < 1,3 SMIC	-0,034 (0,020)	0,182** (0,074)	-0,088 (0,076)	-0,056 (0,106)
Part emploi < 1,3 SMIC*Taille 1-9 salariés	0,026 (0,052)	-0,268*** (0,066)	-0,226 (0,134)	-0,066 (0,128)
Part emploi < 1,3 SMIC*Taille 10-19 salariés	0,054 (0,036)	-0,158 (0,118)	0,058 (0,088)	0,138 (0,104)
Observations	8124	8124	8124	8124

Sources : DPAE, Sirius, DADS, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule, la variable dépendante retardée d'un an et des indicatrices de taille d'entreprise. Les régressions sont pondérées par l'emploi présent dans la cellule ; toutes les spécifications comportent des effets fixes taille, secteur et zone. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 16 – Régressions placebo (2014-2015)

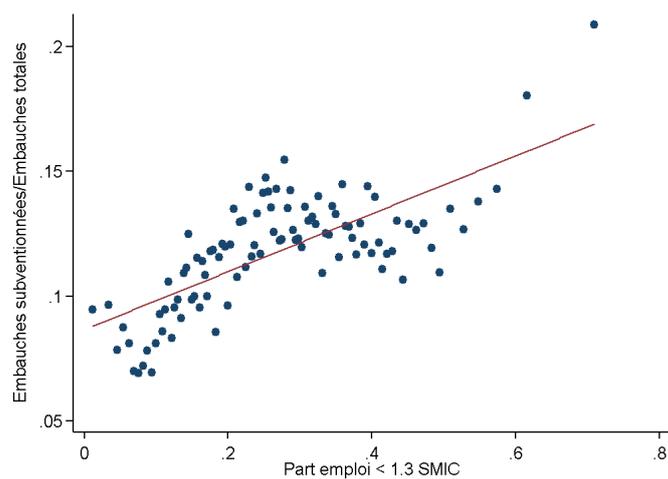
	Effectif	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Part emploi < 1,3 SMIC	0,026 (0,018)	-0,056 (0,106)	0,008 (0,090)	0,042 (0,374)
Observations	7913	7913	7913	7913

Sources : DPAE, Sirius, DADS.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014-2015.

Lecture : Le niveau d'observation (cellule) est le produit d'une zone d'emploi, d'un secteur A21 et d'une taille d'entreprise (1-9, 10-19 et 20-49 salariés). La part d'emploi à 1,3 Smic donne le ratio en 2014 de l'effectif ETP avec un salaire horaire inférieur à 1,3 Smic sur l'effectif total de la cellule. Les variables de contrôle sont : l'âge moyen des entreprises dans la cellule, la part d'entreprises avec un chiffre d'affaires inférieur à 2 millions d'euros, la part d'emploi dans la cellule à moins de 0,5 ETP, le logarithme du nombre d'entreprises dans la cellule et des indicatrices de taille d'entreprise. La variable « Croissance structurelle » indique la croissance de l'effectif prédite à partir de la composition sectorielle de la cellule. Les régressions pondérées utilisent l'effectif total de la cellule (mesuré en ETP) comme variable de pondération ; toutes les spécifications comportent des effets fixes taille, secteur et zone. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Figure 17 : Proportion d'entreprises ayant eu recours à la prime et exposition à la prime



Sources : Sirius, ASP, DADS, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Année 2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne du taux de recours à la prime par percentile de variable d'exposition à la mesure (part de l'emploi à moins de 1,3 Smic). La courbe rouge donne la tendance linéaire du nuage de points.

Annexe – Effectif physique

1 – Différence de différence

La **table 18** ainsi que les **figures 18 et 19** se penchent sur l'hypothèse de comparabilité du groupe traité et du groupe de contrôle. La table 18 montre que les groupes ne semblent pas différer sur l'ensemble des variables observables retenues ; l'hypothèse des tendances communes est validée pour les embauches en CDD de 6 mois ou plus (figure 18) mais semble plus discutable au regard de la figure 19.

La **table 19** montre que les estimations en différence-de-différence utilisant l'effectif physique comme mesure de taille conduisent à conclure quant à un effet négatif de la prime sur la variation annuelle des embauches ainsi que sur la probabilité des embauches. Le fait que l'effet ne se retrouve pas sur le niveau des embauches et qu'il ne soit contrebalancé par aucune augmentation des embauches en CDI ou CDD de 6 mois au plus rendent toutefois difficilement interprétables les résultats.

La **table 20** indique même un effet négatif de la prime sur l'effectif salarié des entreprises. Dans l'ensemble, les effets estimés (baisse des embauches en contrat court amenant à une baisse de l'effectif salarié) sont difficilement compatibles avec l'analyse économique standard, ce qui nous amène à nous montrer réservés sur la validité de l'effectif physique comme mesure de taille dans le contexte de cette étude.

Table 18 – Statistiques descriptives (effectif physique)

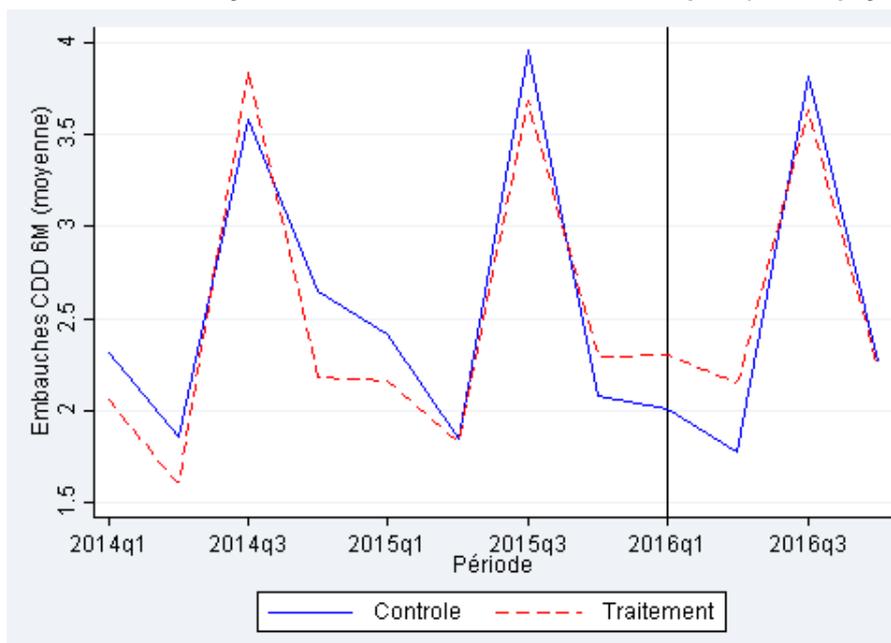
	Contrôle		Traitement		Différence	
Croissance CDD 6M/CDI	-0.07	0.99	0.08	0.88	-0.15	(-1.23)
Croissance CDI	-0.07	0.93	0.05	0.89	-0.11	(-0.93)
Croissance CDD 6M	0.07	0.91	0.03	0.58	0.04	(0.36)
Croissance CDD 1-5M	0.02	0.71	0.05	1.04	-0.03	(-0.21)
Croissance Effectif	0.01	0.12	0.03	0.21	-0.02	(-0.77)
Age < 20 ans	0.25	0.44	0.28	0.45	-0.03	(-0.44)
Age 20-39 ans	0.47	0.50	0.43	0.50	0.04	(0.61)
Age > 39 ans	0.28	0.45	0.30	0.46	-0.02	(-0.25)
Part embauches éligibles (2015)	0.60	0.37	0.55	0.38	0.05	(1.00)
Observations	107		115		222	

Sources : DPAE, FDT, Sirius.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014-2015.

Lecture : Les cinq premières variables donnent la croissance des embauches en CDI et CDD longs, des CDI, des CDD de 6 mois ou plus, des CDD de 1 à 5 mois et de l'effectif physique. Les trois variables suivantes sont des indicatrices de tranche d'âge des entreprises. Part embauches éligibles (2015) désigne la part d'embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus parmi les embauches réalisées en 2015. Les colonnes « Traitement » et « Contrôle » donnent les moyennes et erreurs standards des variables pour les entreprises entre 240 et 249 salariés et entre 250 et 259 salariés. La colonne « Différence » donne la différence des moyennes ainsi que la p-value du test d'égalité des moyennes. *, **, *** indiquent respectivement une différence significative à 10, 5 et 1 %.

Figure 18 – Nombre moyen d'embauches en CDD de 6 mois ou plus (effectif physique)

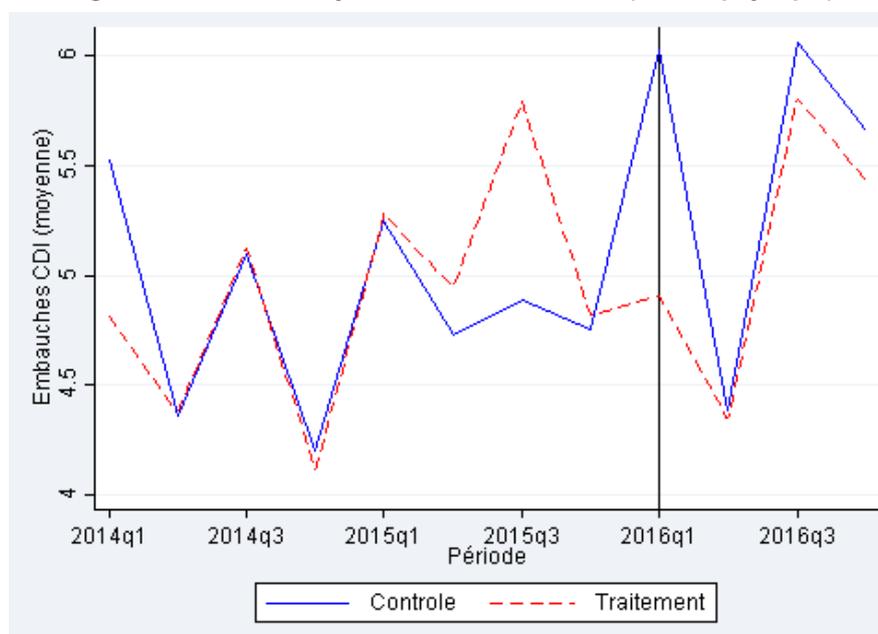


Sources : DPAE, FDT.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014 à 2016.

Lecture : Le graphique représente le nombre moyen d'embauches en CDD de 6 mois ou plus entre début 2014 et fin 2016 pour les entreprises du groupe de traitement (240-249 salariés, courbe rouge) et celles du groupe de contrôle (250-259 salariés, courbe bleue).

Figure 19 – Nombre moyen d'embauches en CDI (effectif physique)



Sources : DPAE, FDT.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2014 à 2016.

Lecture : Le graphique indique l'évolution des embauches moyennes en CDI entre 2014 et 2016. La courbe en rouge donne l'évolution des embauches pour les entreprises du groupe de traitement (240-249 salariés), la courbe en bleu pour le groupe de contrôle (250-259 salariés).

Table 19 – Résultats des estimations en différence de différence (effectif physique)

Embauches – marge extensive				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Traitement * Post 2016	-0.015 (0.024)	0.004 (0.033)	-0.021 (0.028)	-0.045** (0.022)
Moyenne	0.805	0.544	0.677	0.488
Observations	2622	2622	2622	2622
R2	0.529	0.433	0.527	0.752

Embauches – niveau (en logarithme)				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
Traitement * Post 2016	-0.031 (0.057)	0.064 (0.055)	-0.076 (0.051)	-0.032 (0.055)
Moyenne	1.624	0.805	1.182	1.518
Observations	2622	2622	2622	2622
R2	0.653	0.547	0.714	0.903

Sources : DPAE, FDT, Sirus.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle). L'embauche est ventilée selon le type de contrat (embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus, CDD de 6 mois ou plus ou plus, CDI, CDD de 1 à 5 mois). Les variables considérées sont la décision d'embaucher (marge extensive) et le niveau d'embauche. Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprise et des indicatrices trimestres pour les deux dernières spécifications. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 20 – Estimations complémentaires (DD, effectif physique)

	Effectif (variation)	Effectif (niveau)
Traitement * Post 2016	-0.042 (0.033)	-0.026*** (0.010)
Moyenne	0.020	5.516
Observations	2504	2601
R2	0.271	0.350

Sources : DPAE, Sirus, FDT.

Champ : Entreprises de 240 à 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle). Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprise ; la spécification en niveau inclut également des indicatrices de trimestre. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 21 – Détail de l'estimation pour les embauches en CDI en niveau (DD, effectif physique)

	CDI	CDI	CDI	CDI T1-T2 2016
Traitement * Post 2016	-0.117 (0.090)	-0.076 (0.050)		-0.001 (0.073)
Traitement * T1 2016			-0.040 (0.097)	
Traitement * T2 2016			0.054 (0.096)	
Traitement * T3 2016			0.068 (0.108)	
Traitement * T4 2016			0.052 (0.105)	
Moyenne	1.157	1.157	1.182	1.602
Observations	2622	2622	2622	2622
R2	0.004	0.720	0.325	0.286
EF trimestre	Oui	Oui	Oui	Oui

Sources : DPAE, FDT, Sirus.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les entreprises de 240 à 249 salariés (traitement) par rapport aux entreprises de 250 à 259 salariés (contrôle) sur les embauches en CDI en niveau. Toutes les spécifications incluent des indicatrices de trimestre. La quatrième colonne retire les deux derniers trimestres 2016 de l'estimation. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 22 – Compositions alternatives des groupes de contrôle et de traitement (effectif physique)

	200-299	225-274	240-259	245-254
Traitement * Post 2016	-0.040** (0.020)	-0.067** (0.030)	-0.076 (0.051)	-0.105 (0.078)
Moyenne	1.107	1.140	1.182	1.104
Observations	17281	7718	2622	1105
R2	0.717	0.719	0.714	0.690
EF trimestre	Oui	Oui	Oui	Oui
Entreprises traitées	926	364	117	53
Entreprises contrôle	524	282	105	41

Sources : DPAE, FDT, Sirius.

Champ : Entreprises entre 200 et 299 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Premier trimestre 2014 au dernier trimestre 2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par différence-de-différence de l'effet de la prime sur les embauches en CDI en niveau en comparant les entreprises de 200 à 249 salariés à celles de 250 à 299 salariés (colonne 1), les entreprises de 225 à 249 salariés à celles de 250 à 274 salariés (colonne 2), les entreprises de 240 à 249 salariés à celles de 250 à 259 salariés (colonne 3, spécification de base) et celles de 245 à 254 salariés (colonne 4). Toutes les spécifications incluent des effets fixes entreprises et des indicatrices de trimestre. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont robustes à l'hétéroscédasticité. *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

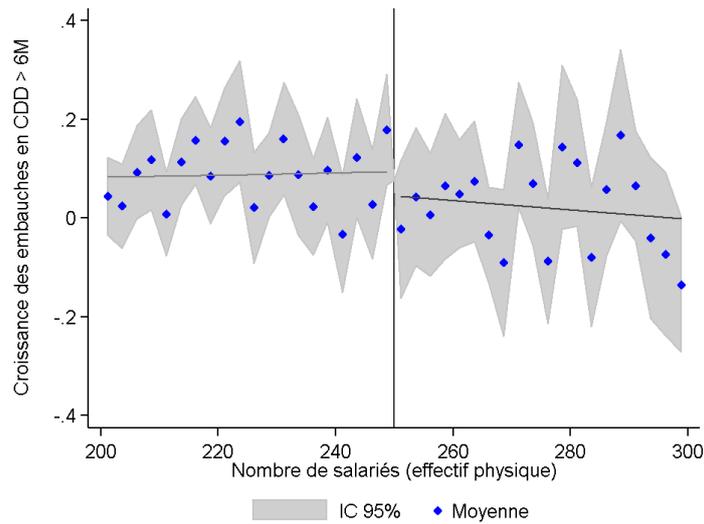
2 – Régression sur discontinuité

Les **figures 20 et 21** donnent l'évolution des croissances des embauches en CDI et CDD de 6 mois ou plus autour du seuil des 250 salariés. La figure 20 laisse apparaître une discontinuité de la croissance des embauches en CDD 6 mois ou plus. Cependant, le taux de croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus augmente immédiatement avant le seuil et baisse immédiatement ensuite mais revient autour de sa valeur moyenne à mesure que l'on s'éloigne des 250 salariés. Le fait que la discontinuité apparaisse ainsi comme la conséquence d'une divergence locale du taux d'embauche au niveau du seuil est difficilement interprétable, la hausse de la croissance des embauches devant a priori être observée pour l'ensemble des entreprises éligibles. De manière contre-intuitive, la figure 21 laisse ensuite apparaître une hausse de la croissance des embauches en CDI au niveau du seuil.

Conformément aux graphiques, les résultats des estimations présentées en **table 23** indiquent un effet positif de la prime sur la croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus (significatif à 10 %) et un effet négatif (significatif à 5 %) sur les embauches en CDI, conduisant à un effet nul sur l'ensemble des contrats longs. Les estimations conduisent toutefois paradoxalement à conclure à l'absence d'effet pour tout type de contrat quand les embauches sont prises en niveau. De même, la probabilité d'embaucher au moins un salarié (marge extensive) et la croissance des effectifs ne semblent pas marquer une discontinuité au niveau du seuil (**table 24**).

Les estimations issues des régressions sur discontinuité pourraient suggérer une substitution entre CDD de 6 mois ou plus et CDI due à la prime ; ces effets étant toutefois très sensibles à la spécification et difficilement conciliables avec la théorie économique, il apparaît là encore préférable de se tourner vers les résultats issus des sections précédentes, plus robustes et plus cohérents avec la littérature existante.

Figure 20 : Croissance annuelle des embauches en CDD de 6 mois ou plus (RD, effectif physique)

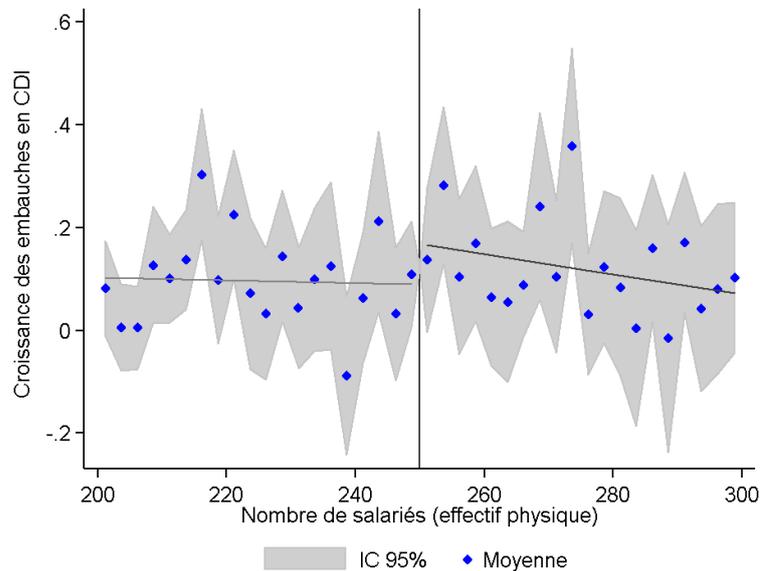


Sources : DPAE, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille (mesurée par l'effectif physique) du taux de croissance des embauches en CDD de 6 mois ou plus, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure 21 : Croissance annuelle des embauches en CDI (RD, effectif physique)



Sources : DPAE, FDT.

Champ : hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Les points bleus donnent la moyenne par fenêtre de taille (mesurée par l'effectif physique) du taux de croissance des embauches en CDI, l'aire grise l'intervalle de confiance à 95 %.

Table 23 – Résultats des estimations RD à la marge des 250 salariés (effectif physique)

Embauches – marge extensive				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
1(Effectif<250)	-0,047 (0,187)	0,034 (0,175)	-0,141 (0,230)	-0,071 (0,153)
Moyenne	0,687	0,436	0,556	0,652
Observations	1 064	1 064	1 064	1 064

Embauches – niveau (en logarithme)				
	CDD 6M/CDI	CDD 6M	CDI	CDD 1-5M
1(Effectif<250)	-0,292 (0,569)	-0,044 (0,307)	-0,454 (0,585)	-0,441 (0,728)
Moyenne	1,281	0,624	0,904	1,713
Observations	1 064	1 064	1 064	1 064

Sources : DPAE, FDT.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par RD de l'effet du seuil sur l'embauche selon le type de contrat (embauches en CDI et CDD longs, CDD de 6 mois ou plus, CDI, CDD de 1 à 5 mois). Les variables considérées sont la croissance annuelle de l'embauche, la décision d'embaucher dans un type de contrat donné (marge extensive) et le niveau d'embauche. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont calculées par les méthodes décrites par Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014). *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

Table 24 – Estimations complémentaires (RD, effectif physique)

	Effectif (variation)	Effectif (niveau)
1(Effectif<250)	0,370 (0,360)	0,021 (0,579)
Moyenne	0,011	4,129
Observations	935	935

Sources : DPAE, FDT.

Champ : Entreprises entre 240 et 259 salariés (effectif physique). Hors entreprises de droit public, particuliers employeurs, secteur agricole et intérim. Années 2015-2016.

Lecture : Le tableau donne le résultat des estimations par RD de l'effet du seuil sur l'embauche sur la variation annuelle de l'effectif et la durée moyenne des embauches en CDD. Les erreurs standards (entre parenthèses) sont calculées par les méthodes décrites par Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014). *, **, *** indiquent respectivement un résultat significatif à 10, 5 et 1 %.

3 – Comparaison avec les résultats de l’Insee Analyses n°29

Cette annexe vise à comparer en détail les résultats de l’Insee Analyses n°29 (« Prime à l’embauche dans les petites et moyennes entreprises : une première évaluation à partir des déclarations d’embauche », désormais nommé « IA ») et de la section IV-I-B du présent document de travail (désormais nommé « DT »).

L’IA, publié fin décembre 2016, donnait les résultats d’une première évaluation du dispositif et concluait quant à l’absence d’effet de la prime sur les entreprises au voisinage du seuil des 250 salariés : « *la croissance des embauches en CDD d’au moins 6 mois ou des embauches en CDI ne semble pas être localement affectée par la présence du seuil d’éligibilité [...]. Cette conclusion se maintient en prenant le nombre d’embauches en niveau plutôt qu’en variation annuelle ou en reproduisant les estimations secteur par secteur. On ne trouve pas non plus d’effet significatif sur le nombre total d’embauches ou de CDD* ».

Par contraste, le DT met à jour un effet de la prime sur les embauches en CDI au voisinage du seuil des 250 salariés : « *les estimations en différence-de-différence indiquent donc un effet de la prime sur les embauches en CDI pour les grosses PME, proches de 250 salariés. La prime semble en revanche avoir eu un effet nul voire négatif sur l’évolution de l’emploi de ces entreprises, traduisant ainsi potentiellement des effets de substitution entre CDI et CDD de courte durée* ».

Cette divergence entre les conclusions des deux évaluations s’explique par des changements (i) dans le périmètre de l’étude, (ii) dans les données utilisées (iii) dans la méthode économétrique privilégiée.

(i) Périmètre de l’étude

À la différence de l’IA qui évalue les effets de la prime sur le seul premier semestre de 2016, le DT porte sur l’ensemble de l’année 2016. Cette différence seule suffit à expliquer les différences de conclusion entre le DT et l’IA car, comme montré dans la table 6 du DT, la majorité des effets de la prime sur les CDI semblent être concentrés sur le dernier trimestre de 2016. En l’absence des deux derniers trimestres de 2016, les estimations conduisent ainsi comme dans l’IA à conclure quant à l’absence d’effet de la prime sur les embauches en CDI.

(ii) Données utilisées

Une deuxième différence entre les deux études tient en ce qu’à la différence de l’IA, les analyses menées dans le DT reposent sur des données d’effectif ETP les plus récentes (2015), cette information étant encore indisponible au moment de la réalisation de l’IA. Cette différence est cruciale car l’éligibilité à la prime est mesurée en utilisant la variable d’effectif ETP la plus récente possible (2014 pour l’IA, 2015 pour le DT). On peut ainsi considérer que le fait de disposer des données d’effectif les plus récentes dans le DT a contribué à améliorer la précision des estimations par rapport à l’IA.

(iii) Méthode économétrique privilégiée

La méthode économétrique privilégiée pour l’IA avait été la régression sur discontinuité. Plusieurs facteurs ont toutefois amené à reconsidérer ce choix pour le DT.

Une des conditions de la régression sur discontinuité est que la probabilité de traitement doit connaître une rupture au niveau du seuil d’éligibilité. En utilisant les données d’effectif ETP les plus récentes (point ii), nous avons constaté que la proportion d’entreprises ayant recours au seuil décroissait beaucoup moins fortement au niveau du seuil que dans nos analyses antérieures, compromettant potentiellement la possibilité du recours à une régression sur discontinuité.

Par ailleurs, une analyse approfondie des données d’effectif renseignées par l’ASP a permis de constater que les entreprises proches du seuil des 250 salariés semblent s’être référées plus souvent à leur effectif physique qu’à leur effectif salarié. L’étude de l’évolution du taux de recours avec différentes mesures de l’effectif semble corroborer cette constatation (cf. section IV-I-A du document).

Cette imprécision sur la position de l’entreprise par rapport au seuil a amené les auteurs à privilégier l’estimateur en différence-de-différence (DD) à celui en régression sur discontinuité (RD). L’utilisation

de l'estimateur RD repose en effet sur des approximations locales autour du seuil d'éligibilité et requiert par conséquent de pouvoir identifier précisément les entreprises traitées et non traitées. L'estimateur DD est moins exigeant en cela qu'il suffit que l'intensité de traitement soit moins forte dans le groupe de contrôle que dans le groupe traité pour que l'effet de la prime soit identifiable.

Les analyses du DT mettent donc en avant les estimations en différence-de-différence qui ont par ailleurs l'avantage supplémentaire de pouvoir intégrer plus facilement des variables de contrôle ou des effets fixes entreprises. A titre de comparaison, toutefois, les estimations en régression sur discontinuité sur les effectifs en ETP ou physique ont été intégrées dans le DT. Comme dans l'IA, les estimations en RD conduisent à conclure à l'absence d'effet de la prime au voisinage du seuil des 250 salariés.

Bibliographie

Abowd J., Corbel P. et Kramarz F. (1999), « The Entry and Exit of Workers and the Growth of Employment: an Analysis of French Establishments », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 2, pp. 170-187.

Ananian S., Pons S. (2017), « L'impact du dispositif Zéro charges de 2009 sur les embauches des très petites entreprises », *Document de travail Dares*.

Anne-Braun J. et Ozil S. (2016), « Les aides à l'embauche : un outil efficace de soutien à l'emploi ? », *Trésor-Eco*, n°177.

Barlet, M., Minni, C., Ettouati, S., Finot, J., Paraire, X. (2014), « Entre 2000 et 2012, forte hausse des embauches en contrats temporaires, mais stabilisation de la part des CDI dans l'emploi », *Dares Analyses*, n° 056

Bartik, T. J. (1991). Boon or Boondoggle? The Debate Over State and Local Economic Development Policies. *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies*, p.1-16.

Beaumont, P., Luciani A., Slimani Houti I. (2016), « Prime à l'embauche dans les petites et moyennes entreprises : une première évaluation à partir des déclarations d'embauche », *Insee Analyses* n°29.

Benzarti, Y. (2016), How Taxing Is Tax Filing? Leaving Money on the Table Because of Hassle Costs, *Document de travail*.

Berche K., Hagneré C., Zamfir V., (2016), « Les embauches de plus d'un mois se tassent au deuxième trimestre 2016 mais restent sur un niveau élevé », *Acosstat*, n°234.

Bronshtein, G., Scott, J., Shoven J. et Slavov, S. (2016), Leaving Big Money on the Table: Arbitrage Opportunities in Delaying Social Security, *NBER Working Paper No. w22853*.

Cahuc P., Carcillo S., Le Barbanchon T., (2017), « The Effectiveness of Hiring Credits », *Document de travail*. https://sites.google.com/site/pierrecahuc/unpublished_papers

Carbonnier, C., Palier B., Zemmour M. (2014), « Exonérations ou investissement social ? Une évaluation du coût d'opportunité de la stratégie française pour l'emploi », *LIEPP Working Paper*.

Calonico S., Cattaneo M. et Titiunik R. (2014), « Robust data-driven inference in the regression discontinuity design », *The Stata Journal*, vol. 14, n°4, pp. 909-946.

Davis, S. et Haltiwanger, J. (1992), « Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation », *The Quarterly Journal of Economics* vol.107 n°3 pp 819-863.

Garicano, L., Lelarge, C., et Van Reenen, J. (2016).« Firm size distortions and the productivity distribution: Evidence from France », *The American Economic Review*, vol. 160 n°11 pp 3439-3479.

Gazier B., Picart C., Minni C., (2016), « La diversité des formes d'emploi », rapport Cnis n°142.

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* n° 058, août.

Nouveau C., Ourliac B., (2012), « Les allègements de cotisations sociales patronales sur les bas salaires en France de 1993 à 2009 », *Trésor-Eco*, n°97.

Picart C., (2014), « Une rotation de la main-d'œuvre presque quintuplée en 30 ans : plus qu'un essor des formes particulières d'emploi, un profond changement de leur usage », document de travail N° F1402, Insee.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILOTT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELLSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILOTT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ C de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILOTT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9313	Équipes AMADEUS (INSEE), Banque de France, Métrix (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9005	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie -Présentation générale	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9101	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie -Propriétés variantielles	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOTT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9102	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNER Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissements des entreprises et cycle économique
G 9103	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9104	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9210	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9105	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9211	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires : un réexamen sur données françaises
G 9106	P. RALLE et alli France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9212	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9107	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9213	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NON PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9108	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 - quelques résultats empiriques	G 9214	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9109	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9215	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrêmes de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9216	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9111	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9217	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9112	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9218	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9201		G 9219	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILOTT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagisme : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique

G 9606	C. DOZ - F. LENGIART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys	G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequences of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9911	retraité du secteur privé et de la fonction publique
G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9806	J. ACCARDO - M. JASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain: un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs: tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996: une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite: les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine: un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée: une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle: éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires: un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CRÉPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France: une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CRÉPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement: le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique: une analyse sur données individuelles	G 9804	D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9908	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel: une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de	G 9910	Ch. COLIN - Fl. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire

G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? Incusure ou tertaire ?	microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?	G2002/15	G. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Information en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	B. SEDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G. BRILHAULT - Retropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agréées	R. BISCOURP - B. CREPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. LAÏB - B. MONFORT Evolution démographique et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance-vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix de l'année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	F. HILD Les soldes d'opinion résumés au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CREPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2004/14	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CREPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements sur les bas salaires	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-modal for the euro area	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/12	P. AUBERT - P. PETIT Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French				G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France

G2005/06	G2005/07	G2005/08	G2005/09	G2005/10	G2005/11	G2005/12	G2005/13	G2005/14	G2005/15	G2005/16	G2006/01	G2006/02	G2006/03	G2006/04	G2006/05	G2006/06	
et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et bouclic prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTIME	H. RAOUJ - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	C. PICART Les gazelles en France	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	J.-F. OUVARARD - R. RATHÉLOTT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	D. BLANCHET - J.-F. OUVARARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data

G2007/11	G2007/12	G2008/01	G2008/02	G2008/03	G2008/04	G2008/05	G2008/06	G2008/07	G2008/08	G2008/09	G2008/10	G2008/11	G2008/12	G2008/13	G2009/01	G2009/02	G2009/03	G2009/04	G2009/05	G2009/06	G2009/07	G2009/08	G2009/09	G2009/10	G2009/11	G2009/12	G2009/13	G2009/14	G2009/15	G2010/01	G2010/02	G2010/03	G2010/04	G2010/05			
R. RATHÉLOTT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	Y. BARBESOL - A. BRIANT Entreprises d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHÉLOTT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	Une approche empirique sur données individuelles	M. BARLET - D. BLANCHET - L. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	R. RATHÉLOTT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	Y. BARBESOL - A. BRIANT Entreprises d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHÉLOTT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	Une approche empirique sur données individuelles	M. BARLET - D. BLANCHET - L. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data

G2009/04	G2009/05	G2009/06	G2009/07	G2009/08	G2009/09	G2009/10	G2009/11	G2009/12	G2009/13	G2009/14	G2009/15	G2010/01	G2010/02	G2010/03	G2010/04	G2010/05
P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises	M. CLERC - V. MARCUS Elasticités-prix des consommations énergétiques des ménages	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003	J. BARDAJI - F. TALLETT Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOTT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises

G2010/07	National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions: Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset	G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈQUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scared generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2010/08	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/09	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/10	G. LAMÉ Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/10	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈQUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélevements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data
G2010/11	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/12	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSI French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/13	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/11	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/14	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/12	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/15	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/13	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebaseage et projection
G2010/16	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUJIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2012/14	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/17	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈQUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/01- F1301	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/18	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/02- F1302	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/19	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈQUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/03	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATTOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/04	G. LAMÉ - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHO - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/05	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/06	G. LAMÉ - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Public finance	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/04	M. ROGER - M. WASSMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/07	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation

G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2013/10	G. LAMÉ Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATTOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHO - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. OFRAN - M. SICSI Wage Resilience in France since the Great Recession
G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSI French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis	G2014/11	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebaseage et projection		
G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production				
G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?				
G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebaseage et projection				
G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?				
G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968				
G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension				
G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATTOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models				
G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHO - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?				
G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?				
G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example				
G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation				
G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?				
G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. OFRAN - M. SICSI Wage Resilience in France since the Great Recession				

G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAIL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÉTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socio-professionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G. de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie	G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/16	J. BARDAJ - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets	G2017/04	J. BARDAJ - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÉTER - O. SIMON (Insee) - S. DUFERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets	G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound		
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service		
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2016/01	M. POULHÉS Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011		
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/02	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement	G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle		
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/03	P. CHARNONZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects		
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/04	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database	G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior		
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/05	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France	G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?		
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Méleze model	G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level		
G2015/08	Q. LAFFÉTER - M. PAK Elasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses	G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles		
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?	G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start		
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOULTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?	G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth		
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France	G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area		
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition				
G2015/13	M. POULHÉS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France				