

Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises

Oana Calavrezo, Richard Duhautois, Emmanuelle Walkowiak

► **To cite this version:**

Oana Calavrezo, Richard Duhautois, Emmanuelle Walkowiak. Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises. 2010. hal-00831493

HAL Id: hal-00831493

<https://hal-upec-upem.archives-ouvertes.fr/hal-00831493>

Preprint submitted on 7 Jun 2013

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

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

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Novembre
2010

Chômage partiel et disparition
des établissements : une analyse
à partir de données françaises

Oana Calavrezo,
Richard Duhautois,
Emmanuelle Walkowiak

132

Document de travail

Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises

OANA CALAVREZO

oana.calavrezo@etu.univ-orleans.fr

Laboratoire d'Économie d'Orléans (LEO)

RICHARD DUHAUTOIS

richard.duhautois@cee-recherche.fr

CEE-Tepp, Université de Paris-Est-Marne-la-Vallée et Crest

EMMANUELLE WALKOWIAK

emmanuelle.walkowiak@univ-paris12.fr

Université de Paris 12 - ERUDITE et CEE

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 132

novembre 2010

ISSN 1776-3096
ISBN 978-2-11-098592-7

CHÔMAGE PARTIEL ET DISPARITION DES ÉTABLISSEMENTS : UNE ANALYSE À PARTIR DE DONNÉES FRANÇAISES

Oana Calavrezo¹, Richard Duhautois, Emmanuelle Walkowiak

RÉSUMÉ

Selon la loi, le chômage partiel est un dispositif légal qui permettrait aux établissements d'éviter les licenciements économiques en cas de difficultés passagères. Dans une étude précédente, nous montrons que le recours au chômage partiel ne réduit pas les licenciements économiques mais semble en être annonciateur (Calavrezo, Duhautois, Walkowiak, 2009-a). Cependant, le chômage partiel pourrait préserver les établissements de la fermeture. Dans ce travail, nous explorons l'efficacité du dispositif du chômage partiel en lien avec la disparition des établissements. Le recours au chômage partiel n'est pas distribué aléatoirement dans la population des établissements, ce qui pose un problème de biais de sélection. Pour le contrôler, nous apparions six sources de données et nous testons empiriquement la relation à l'aide de modèles d'appariement sur le score de propension entre 2000 et 2005. En prenant en compte le biais de sélection, les résultats montrent qu'en moyenne les établissements qui ont recours au chômage partiel disparaissent plus fréquemment que ceux qui n'ont pas recours au dispositif.

Mots-clefs : chômage partiel, disparition des établissements, biais de sélection, modèles d'appariement sur le score de propension.

Codes JEL : J20, J63, C14

¹ Au moment de la réalisation de cette étude, Oana Calavrezo était membre du CEE.

Short-Time Compensation and Establishment Exit: An Empirical Analysis with French Data

Abstract

According to the law, the short-time compensation (STC) program aims at avoiding redundancies in case of short-term downturns. In a previous study, we show that STC seems to be a warning sign for redundancies (Calavrezo, Duhautois and Walkowiak, 2009-a). Even if it does not protect from layoffs, STC could preserve establishment's survival. In this paper, we study the efficiency of the STC device by analyzing the relationship between STC and establishment exit between 2000 and 2005. The STC recourse is not randomly distributed among French establishments; this implies a selection bias problem. In order to control for this bias, we merge six data sets and we test the relationship between STC and establishment survival with propensity score matching techniques. Our results show that, on average, establishments which use STC exit more intensely the market the year after than those which do not use the program.

Key words: *Short-time compensation, establishment exit, selection bias, propensity score matching.*

INTRODUCTION

À partir du mois d'octobre 2008, la crise économique a conduit à une augmentation du recours au chômage partiel. Face à ces difficultés, l'inquiétude légitime des salariés est de savoir si cet épisode de chômage partiel, en période de marasme économique, ne constituerait pas un plan social déguisé. Doit-on s'inquiéter de ce soudain recours massif au chômage partiel ? Ce papier étudie le lien entre le recours au chômage partiel et la survie des établissements français entre 2000 et 2005.

Selon la loi, le chômage partiel est un instrument de protection de l'emploi : il permet à un établissement de maintenir ses effectifs en cas de difficultés économiques passagères (conjoncture très défavorable, difficultés d'approvisionnement, etc.). Le chômage partiel est traditionnellement plus utilisé dans les pays d'Europe continentale, mais il existe sous différentes formes dans la majorité des pays développés. En utilisant le chômage partiel, les établissements peuvent, en France, soit réduire temporairement leur activité au-dessous de la durée légale du temps de travail ou de la durée conventionnelle du travail, soit arrêter momentanément tout ou partie de leur activité. L'établissement ne rompt pas les contrats de travail qui le lient à ses salariés mais, pour ces derniers, le chômage partiel entraîne une perte de salaire.

La littérature théorique a mis en évidence deux rôles du chômage partiel qui coexistent et qui s'imbriquent différemment en fonction de la réglementation sur le marché du travail : un rôle de flexibilité et un rôle de protection de l'emploi (Burdett et Wright, 1989 ; Abraham et Houseman, 1994 ; Van Audenrode, 1994).

Dans un travail précédent, nous nous concentrons sur l'analyse de la dimension de flexibilité associée au chômage partiel entre 1995 et 2005 (Calavrezo, Duhautois et Walkowiak, 2009-b). En France, le rôle du chômage partiel a fortement évolué à partir de la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT). Ainsi, entre 1995 et 2005, l'ARTT a représenté un tournant important qui a fortement influencé le recours au chômage partiel dans sa dimension « flexibilité ». En effet, les établissements sont désormais obligés de recourir à la flexibilité offerte par l'ARTT avant d'utiliser le chômage partiel. Dès lors, celle-ci a conduit à une baisse de l'utilisation du dispositif, se « substituant » progressivement au chômage partiel pour couvrir, en partie, les besoins de flexibilité. L'ARTT aurait ainsi eu pour effet de recentrer le chômage partiel sur son rôle initial de protection de l'emploi.

La question centrale est alors de déterminer si le recours au chômage partiel protège réellement les salariés. D'un point de vue empirique, les études analysent principalement dans quelle mesure le chômage partiel permet d'éviter les licenciements économiques. Ces études apportent des résultats contrastés. Même si le chômage partiel est utilisé depuis plus longtemps en Europe, les analyses concernant son efficacité sont plus nombreuses en Amérique du Nord. En Europe et au Canada, le chômage partiel semble empêcher ou retarder les licenciements. Au contraire, aux États-Unis, le dispositif n'arrive pas à remplir son rôle de protection de l'emploi : les entreprises finissent par licencier.

Pour le cas français, nous analysons, à l'aide de modèles en données de panel, le lien entre le chômage partiel et les licenciements économiques entre 1996 et 2004 pour les établissements d'au moins 50 salariés (Calavrezo, Duhautois et Walkowiak, 2009-a). Nous montrons que le recours au chômage partiel semble conduire à une augmentation des licenciements économiques. Plus précisément, plus l'établissement utilise de manière intensive le chômage

partiel, plus importants seront les licenciements économiques. Toutefois, on ne peut pas conclure que le chômage partiel est un dispositif inefficace du point de vue de la protection des salariés. Même s'il semble annonciateur des licenciements économiques, le chômage partiel pourrait empêcher l'établissement de disparaître. Pour cette raison, nous nous concentrons sur l'analyse du lien entre le chômage partiel et la survie des établissements.

Le recours au chômage partiel n'est pas distribué aléatoirement dans la population des établissements, car cela peut faire partie d'une stratégie interne de gestion de la main-d'œuvre, ce qui soulève un problème de biais de sélection. Pour le contrôler, nous testons empiriquement l'effet du recours au chômage partiel sur la survie des établissements en estimant des modèles d'appariement sur le score de propension. Les différents modèles sont estimés sur six fichiers annuels (issus de l'appariement de six sources de données) de plus de 550 000 établissements. Jusqu'à présent, à notre connaissance, aucun article empirique n'a étudié l'effet du chômage partiel sur la survie des établissements en France. Les résultats montrent que les établissements qui ont recours au chômage partiel disparaissent plus fréquemment l'année suivante comparativement à ceux qui n'y ont pas recours.

Le reste de l'article s'organise de la façon suivante. La section 2 présente la réglementation du chômage partiel sur la période analysée. La section 3 fait une courte revue de la littérature économique sur le lien entre le chômage partiel et la survie des établissements. La section 4 présente les données. La stratégie économétrique est ensuite exposée dans la section 5 et les résultats sont discutés dans la section 6. La section 7 conclut.

1. LA RÉGLEMENTATION DU CHÔMAGE PARTIEL

Le chômage partiel est un instrument qui permet aux établissements de faire face à des difficultés économiques passagères ou à des circonstances exceptionnelles : sinistres, travaux et restructurations importantes, difficultés d'approvisionnement, etc. L'établissement peut soit réduire temporairement son activité au-dessous de la durée légale du temps de travail ou de la durée conventionnelle du travail, soit arrêter momentanément tout ou partie de son activité.

Le chômage partiel est traditionnellement plus utilisé dans les pays de l'Europe continentale, mais il existe sous différentes formes dans la majorité des pays développés. Les instruments semblables au chômage partiel sont le « Short-Time Working » en Grande-Bretagne, la « Cassa Integrazione Guadagni » (CIG) en Italie, le « Kurzarbeitergeld » (KUG) en Allemagne, le « Short-Time Compensation Program » aux États-Unis, le « Work Sharing Program » au Canada et, sous certains aspects, le dispositif « temporary layoffs » aux États-Unis. Quel que soit le pays, le chômage partiel apparaît comme un dispositif peu utilisé. En moyenne en France, entre 1995 et 2005, les autorisations de chômage partiel concernent moins de 1 % des établissements et 2 % des salariés des secteurs marchands non-agricoles (Calavrezo *et al.*, 2008).

Le chômage partiel peut être considéré comme un outil d'aide économique préventive dans le sens où son objectif principal est d'éviter le licenciement définitif des salariés en cas de difficultés économiques passagères. Les salariés mis au chômage partiel gardent toujours un lien contractuel avec leur employeur. Un système d'indemnisation du chômage partiel a été institué afin que les salariés perçoivent une indemnisation destinée à compenser la perte de salaire qui en résulte.

Le fonctionnement du dispositif du chômage partiel a été changé en 2001 suite à l'aménagement et la réduction du temps de travail (ARTT) et très récemment en 2008 et 2009 pour faire face à la crise économique. Comme notre analyse porte sur la période 2000-2005, nous nous concentrons exclusivement sur le cadre réglementaire du chômage partiel avant décembre 2008.

Le décret du 28 juin 2001 définit le cadre réglementaire du dispositif suite à la mise en place de l'ARTT. En effet, le recours au chômage partiel devient conditionné par les modalités de l'application des 35 heures. Le rôle du décret est de recentrer le chômage partiel sur son rôle premier de maintien en emploi des salariés, si l'établissement a des difficultés conjoncturelles. Avec la mise en place de l'ARTT, les heures supplémentaires ou le chômage partiel ne doivent plus constituer les deux seuls moyens d'adaptation aux variations d'activité de l'établissement. Ce dernier doit désormais utiliser les modalités d'ajustement associées à la réduction du temps de travail.

La réforme de 2001 cherche à clarifier les procédures applicables, en modifiant trois dimensions de la réglementation du chômage partiel : l'indemnisation (section 1.1), l'attribution (section 1.2) et le remboursement du chômage partiel (section 1.3).

1.1. L'indemnisation du chômage partiel

Concernant l'indemnisation, le décret apporte des changements à trois niveaux : le nombre d'heures indemnisables, le montant de l'allocation spécifique et la création d'un contingent spécifique d'heures indemnisables.

Dans les entreprises pratiquant une durée du travail hebdomadaire fixe, les heures indemnisables sont la différence entre le nombre d'heures normalement prévues et celles réellement travaillées sur le mois. Avec l'abaissement de la durée légale applicable, le décret de 2001 stipule que le chômage partiel se déclenche en deçà de 35 heures ou en deçà de la durée collective, si elle est inférieure à la durée légale. La réforme définit également le mode de calcul des heures indemnisables pour les autres formes de mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail. Ainsi, les modalités d'indemnisation varient selon les règles propres à la formule d'organisation du travail : modulation du temps de travail ; durée équivalente à la durée légale ; RTT avec jours de repos supplémentaires ; convention de forfait (heures sur le mois, heures ou jours sur l'année). Certaines heures non travaillées peuvent donc ne pas être indemnisables.

L'indemnisation versée pour chaque heure non travaillée comprend deux composantes. La première est l'allocation « spécifique » financée par l'État. Le décret du 28 juin 2001 a instauré un taux variable pour cette allocation en fonction de la taille de l'entreprise. Ce taux était fixe avant la réforme du dispositif. Ainsi, dans les entreprises de plus de 250 salariés, l'allocation est située à un seuil de 2,44 euros et, pour les autres, elle est de 2,13 euros. L'instauration de ce taux d'allocation spécifique minoré pour les entreprises de plus de 250 salariés peut s'expliquer par le fait qu'elles ont plus de marge pour définir les modalités de l'organisation du temps de travail. S'il y a menace grave sur l'emploi, l'État peut majorer sa participation financière. Dans ce cas, une convention de chômage partiel doit être conclue. En 2005, l'indemnisation du chômage partiel a coûté à l'État 16,6 millions d'euros et, plus généralement, elle a fluctué autour de 20 millions d'euros les années antérieures à 2005. La deuxième composante est une indemnité « complémentaire » prise en charge par l'employeur et dont le montant est fixé par un accord collectif. Le mode de calcul de cette composante ne change pas avec le décret, le seul changement provient de la prise en compte du taux variable

de l'allocation spécifique. Pour les entreprises relevant de l'accord du 21 février 1968, l'indemnisation complémentaire est fixée à 50 % de la rémunération horaire brute. Dans ce cas, il y a un plancher minimum de 4,42 euros par heure. L'allocation « spécifique » de chômage partiel est incluse dans ce montant. Le reste est pris en charge par l'employeur. Les indemnités de chômage partiel sont exonérées de cotisations patronales de sécurité sociale, mais sont soumises à la contribution sociale généralisée (CSG) et à la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS).

À partir du 10 avril 2001, l'État rembourse à l'entreprise le montant de l'allocation « spécifique » dans la limite d'un contingent fixé à 600 heures, par salarié, pour toutes les branches professionnelles. Le décret du 28 juin 2001 apporte une nouvelle modification : en cas de modernisation des installations et des bâtiments de l'entreprise, le contingent est exceptionnellement fixé à 100 heures. Ce nombre d'heures s'impute sur les heures comprises au sein du contingent de droit commun. Cette modification a été instaurée car, dans le passé, la mobilisation du chômage partiel dans ce cadre a pu s'avérer parfois contraire à l'objectif de la mesure : elle a pu générer des périodes assez longues de suspension d'activité entraînant la mise en œuvre du chômage partiel total et provoquant la rupture du contrat de travail.

1.2. L'attribution du chômage partiel

En ce qui concerne l'attribution de l'allocation spécifique de chômage partiel, le décret de 28 juin 2001 prévoit un changement majeur² : l'employeur doit obligatoirement effectuer une demande préalable d'indemnisation auprès de la direction départementale du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) avant la mise au chômage partiel des salariés. Cela n'était pas obligatoire auparavant. Avant la mise au chômage partiel des salariés, l'employeur doit consulter les représentants du personnel sur le recours au dispositif et il doit ensuite adresser une demande d'indemnisation à la DDTEFP, afin d'obtenir le remboursement des allocations à la charge de l'État. En revanche, le décret stipule que, dans le cas d'un sinistre ou d'intempéries, la demande peut être déposée trente jours après l'événement. Lorsque la DDTEFP a accepté la demande, l'entreprise doit lui adresser chaque mois les états nominatifs de remboursement des allocations avancées aux salariés. Le décret prévoit une procédure particulière pour l'application d'un accord de modulation du temps de travail. Dans ce cas, l'employeur doit communiquer les états nominatifs en fin d'année (avec le bilan de la modulation). En l'absence de toutes ces démarches, ou en cas de refus de l'administration, l'employeur devra verser les salaires normalement prévus.

1.3. Le remboursement du chômage partiel

En ce qui concerne la procédure de remboursement, elle comprend désormais de nouveaux éléments selon les formes d'aménagement du temps de travail appliquées aux salariés placés au chômage partiel : l'entreprise doit préciser les principales formes de l'aménagement et la réduction du temps de travail, doit informer si des cadres ou des itinérants sont employés sous conventions de forfait sur l'année et, dans le cas de la modulation du temps de travail, elle doit fournir les durées de travail réalisées pour chaque salarié, une fois fait le bilan de la modulation.

² Certaines catégories de salariés ne sont pas éligibles au chômage partiel (comme par exemple, les chômeurs saisonniers).

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE : CHÔMAGE PARTIEL ET DISPARITION DES ÉTABLISSEMENTS

Dans la littérature économique, le lien entre le chômage partiel et la disparition des établissements n'est abordé ni de manière théorique, ni empirique. La seule allusion à ce sujet est retrouvée dans Blyton (1985). L'auteur émet comme hypothèse que le fait de recourir au chômage partiel, dans le cas d'une récession économique prolongée, pourrait retarder certaines décisions des employeurs qui mettraient en péril les chances de survie de longue durée des entreprises. Les travaux sur le chômage partiel en France sont relativement peu nombreux³. De même, les études empiriques sur l'effet des dispositifs « d'aide publique » sur la disparition des établissements sont assez peu développées surtout du fait d'un manque de données. Plus particulièrement, ces études se focalisent sur le phénomène contraire à la disparition des établissements, *i.e.* leur survie. L'originalité de notre étude représente donc l'apport principal de ce travail. Nous présentons en deux temps la revue de la littérature : dans un premier temps, nous décrivons brièvement les analyses sur l'efficacité du chômage partiel en termes de protection de l'emploi (section 2.1) et dans un deuxième temps, nous présentons les travaux soulignant le lien entre les dispositifs « d'aides publiques » et la survie des établissements (section 2.2).

2.1. L'efficacité du chômage partiel en termes de protection de l'emploi

Une littérature internationale, à la fois théorique et empirique, se focalise sur le rôle de protection de l'emploi du chômage partiel (Wright, 1991 ; Abowd et Allain, 1997 ; Burdett et Wright, 1989 ; Needels *et al.*, 1997 ; Gray, 1998). En effet, la plupart de ces études s'interrogent sur l'effet du chômage partiel sur les licenciements économiques. Elles montrent que l'effet du chômage partiel n'est pas identique, à la fois entre les pays, mais aussi au sein du même pays. Pour le cas français, en fonction des données mobilisées, de la période d'analyse ou encore de la méthode utilisée, les quelques travaux théoriques et/ou empiriques mettent en lumière des résultats contrastés. Abraham et Houseman (1994) et Gray (1998) mettent en évidence un effet plutôt « positif » du chômage partiel sur les licenciements économiques. En revanche, Calavrezo *et al.* (2009-a) analysent le lien entre les autorisations de chômage partiel et les licenciements économiques, pour les établissements d'au moins 50 salariés sur la période 1996-2004. Ils y soulignent que les établissements qui utilisent le chômage partiel plus intensivement, licencient davantage. Pour interpréter cette relation entre le recours au chômage partiel et le nombre de licenciements économiques, les auteurs supposent que l'utilisation du chômage partiel représente l'ultime solution (inefficace) avant les licenciements économiques. De ce point de vue, le chômage partiel et les licenciements seraient complémentaires face aux difficultés économiques. Une interprétation possible mise en avant considère le chômage partiel comme un dispositif qui permettrait d'accompagner les établissements en déclin structurel (même si cela n'est pas permis par la loi). On peut également considérer qu'il est un moyen de calmer les tensions sociales avant la mise en place réelle de licenciements économiques ou de rassurer les actionnaires, car il peut représenter une sorte de garantie de l'État. Quelle que soit l'interprétation, le chômage partiel

³ L'étude de Béraud, Lefèvre et Sidhoum (1994) donne une image complète du fonctionnement du chômage partiel en France.

ne remplit pas son rôle de protection contre les licenciements économiques. Toutefois, ce résultat ne peut pas être interprété totalement comme un signal de l'inefficacité du chômage partiel en termes de protection de l'emploi. Des estimations supplémentaires nécessitent d'être mises en place. Ainsi, dans ce travail, nous nous intéressons à la relation entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. En effet, même si le chômage partiel ne protège pas tous les salariés des licenciements économiques, il peut avoir la fonction d'assurer la survie de l'établissement et implicitement de protéger les salariés restants : en ce sens, la disparition des établissements est considérée comme un cas extrême de licenciements économiques.

2.2. L'effet des dispositifs « d'aides publiques » sur la survie des établissements

À partir des années 1990, la littérature économique traitant de la survie des entreprises est en plein essor (surtout avec l'apparition des données qui permettent de mieux appréhender la survie des entreprises), une attention particulière étant attribuée aux nouvelles entreprises — notamment de petite taille — entrant sur le marché. Dans une revue de la littérature, Caves (1998) décrit les principaux déterminants de la probabilité de survie d'une entreprise. Des caractéristiques d'entreprise comme, par exemple, l'âge, la taille, l'innovation (cf. Dunne *et al.*, 1989 ; Geroski, 1995 ; Agarwal et Gort, 1999) ou des caractéristiques d'entrepreneurs comme le sexe, l'âge, le parcours professionnel avant la création⁴ sont les principaux déterminants de la survie des entreprises. Les travaux qui s'intéressent à l'effet des dispositifs « d'aides publiques » sur la survie des entreprises concernent généralement les nouvelles entreprises et se concentrent forcément sur les petites entreprises. D'ailleurs, une partie de la littérature analyse les effets des aides à la création d'entreprise, surtout auprès des chômeurs (pour l'Allemagne, Pfeiffer et Reize, 2000 ; pour la France, Crépon et Duguet, 2003 ; ou pour les jeunes entrepreneurs en Italie, Battistin *et al.*, 2001). Gu *et al.* (2008) font un recensement des principales études sur les programmes d'aides publiques (et privés) auprès des entreprises de petite taille aux États-Unis. Leur analyse met en avant la difficulté de mesurer l'impact des aides sur des différents indicateurs de performance du fait de données très limitées et de techniques mobilisées très simples. Gu *et al.* (2008) plaident pour l'utilisation de méthodes expérimentales ou quasi-expérimentales. À partir de l'enquête SINE94, Crépon et Duguet (2003) analysent l'effet du financement bancaire et des aides à la création d'entreprises sur la longévité des nouvelles entreprises. Avec des modèles d'appariement sélectif, les auteurs montrent que les aides permettent d'améliorer significativement les chances de survie des entreprises créées par des anciens chômeurs. Notre démarche est légèrement différente : en général, la littérature analyse l'effet des dispositifs « d'aides publiques à la création » sur la survie des entreprises nouvellement créées. Dans notre cas, nous étudions des établissements de tout âge (nouvellement créés ou des établissements « anciens ») dans une situation économique *a priori* dégradée et nous contrôlons uniquement par des caractéristiques d'établissement et d'entreprise. Les sources de données Siren (Système d'identification du répertoire des entreprises) et Citrus (Coordination des informations et des traitements sur les restructurations d'unités statistiques) nous permettent une bonne identification de la disparition des établissements. Toutefois, par rapport à la littérature, le principal rapprochement est la mise en place des modèles d'appariement sélectif.

⁴ Pour le cas français, voir les résultats des travaux *Insee Première* à partir de l'enquête SINE.

3. LES DONNÉES

Pour mesurer l'effet du recours au chômage partiel sur la survie des établissements entre 2000 et 2005, nous utilisons six sources d'information. Nous construisons pour chaque année un fichier différent. Ainsi, nous travaillons avec six fichiers car, en fonction de l'année considérée, certaines sources administratives contiennent des informations supplémentaires relatives aux établissements ou aux entreprises auxquelles les établissements appartiennent.

Tout d'abord, nous utilisons les fichiers mensuels d'autorisations de chômage partiel. Ils sont produits par les directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) en collaboration avec la Dares. Ils fournissent une information exhaustive sur les autorisations de chômage partiel des établissements français (France métropolitaine) de 1995 à 2005 pour l'ensemble des secteurs de l'économie. L'établissement qui souhaite recourir au chômage partiel doit demander une autorisation à la DDTEFP. Les jours ainsi accordés s'appellent « journées autorisées ». Elles représentent un indicateur prévisionnel des besoins des établissements en termes de chômage partiel et sont le signe d'une stratégie préventive. Les journées effectivement chômées et rémunérées par l'allocation spécifique s'appellent « journées indemnisées ». Dans cet article, nous travaillons avec les indicateurs de chômage partiel autorisé. Le nombre de jours autorisés mesure imparfaitement le nombre de journées réellement consommées et indemnisées. Ces informations ne sont disponibles que plusieurs années après leur utilisation et à un niveau très agrégé. Toutefois, le nombre de jours de chômage partiel autorisés traduit les anticipations des entrepreneurs. C'est également la limite supérieure du nombre de journées réellement consommées. Il permet d'analyser comment les entrepreneurs envisagent de faire face aux aléas qu'ils anticipent. L'information disponible dans les fichiers mensuels de chômage partiel concerne principalement le nombre de journées autorisées, le nombre de salariés touchés par les autorisations du recours au dispositif, les causes du recours : conjoncture économique, difficultés d'approvisionnement, sinistre, intempéries exceptionnelles, modernisation ou restructurations, autres circonstances exceptionnelles, le périmètre (établissement entier ou partie), ainsi que le recours antérieur au chômage partiel. Certaines variables sur les caractéristiques des établissements utilisateurs du chômage partiel (taille, secteur, etc.) sont également disponibles dans ces fichiers. Les fichiers mensuels de chômage partiel ont été agrégés au niveau de l'établissement par année. Cela permet de construire un panel exhaustif des autorisations de chômage partiel. Il concerne plus de 93 000 établissements de France métropolitaine, qui ont eu au moins une autorisation entre 1995 et 2005. Pour la suite de l'analyse, nous retenons pour chaque établissement (et pour chaque année) une seule mesure de chômage partiel : une variable binaire CP_{it} qui est égale à 1 si l'établissement i a bénéficié d'autorisations de chômage partiel pendant l'année t et 0 sinon.

Ensuite, nous utilisons le fichier Siren (Système d'identification du répertoire des entreprises). C'est une source administrative produite par l'Insee qui renseigne sur la situation des établissements français (si les établissements sont actifs ou s'ils ont disparu) et qui informe également sur la date de création des établissements. Notre fichier donne des informations sur la situation des établissements au mois d'août 2007. À partir de ce fichier,

nous calculons l'âge de l'établissement (une variable continue notée AGE_{it}^5) et six variables binaires de disparition de l'établissement (voir le tableau 1).

Tableau 1 : Les indicatrices de disparition d'établissements

Indicatrice	Description
D_{it}^0	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t et 0 sinon
D_{it}^1	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t+1 et 0 sinon
D_{it}^2	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t+2 et 0 sinon
D_{it}^{01}	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t ou t+1 et 0 sinon
D_{it}^{12}	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t+1 ou t+2 et 0 sinon
D_{it}^{012}	Variable qui est égale à 1 si l'établissement a disparu pendant l'année t ou t+1 ou t+2 et 0 sinon

Nous utilisons ces variables de disparition d'établissements pour contrôler les effets retardés éventuels du recours au chômage partiel. À partir de cette source de données, nous entendons par disparition de l'établissement toutes formes de cessation d'activité sur le territoire français : fermeture de l'établissement (pour des raisons économiques sans faire appel à la justice pour liquidation judiciaire ; situation dans laquelle l'établissement ne retrouve pas de repreneur et sans appel à la justice), défaillance de l'établissement (passage obligatoire par la justice) ou encore des situations dans lesquelles l'établissement est impliqué dans un processus de fusion-acquisition. Le cas d'une fusion-acquisition n'est toutefois pas synonyme d'une disparition effective de l'établissement et il faut tenir compte de cet aspect lors des appariements des bases de données. Pour chaque année, nous construisons quatre classes d'ancienneté des établissements, chacun correspondant à un quartile. Finalement, dans nos régressions, nous introduisons uniquement l'indicatrice correspondant aux établissements les plus anciens (l'indicatrice du quatrième quartile de l'ancienneté).

Nous utilisons également les fichiers Unedic. Ce sont des sources administratives annuelles portant sur les établissements affiliés au régime d'assurance-chômage. Les fichiers utilisés dans cette étude couvrent la période 1995-2003. L'affiliation à l'assurance-chômage est obligatoire pour tout établissement du secteur privé industriel et commercial, employant au moins un salarié en vertu d'un contrat de travail, et ce, quelle que soit la branche d'activité. En début de chaque année, les employeurs assujettis doivent adresser à l'Assedic un bordereau de déclaration annuelle destiné à régulariser les sommes versées au cours de l'année précédente. Une partie de ce bordereau est réservée à la déclaration des effectifs employés dans l'établissement au 31 décembre de l'année écoulée. Les effectifs peuvent être présents à cette date ou absents pour congés, maladie, maternité, formation continue ou chômage partiel. Des fichiers Unedic, nous retenons des informations concernant la taille de l'établissement ($Taille_{it}$ est une variable continue), le secteur d'activité de l'établissement ($SECTEUR_{it}^j$ avec $j=1, \dots, 14$ qui représente les principaux secteurs d'activité agrégés de l'économie française à partir de la classification NES16 sauf l'agriculture et l'administration)

⁵ Cette variable est calculée comme la différence entre l'année d'intérêt et l'année de création. Nous ne tenons pas compte du mois de création de l'établissement.

et le nombre de femmes dans l'établissement ($FEMMES_{it}$ est une variable continue). Pour la variable $FEMMES_{it}$, nous calculons la part des femmes dans l'établissement et par la suite, nous introduisons les quartiles de cette part dans nos estimations en prenant comme référence le premier quartile. Pour les indicatrices de secteurs d'activité, le secteur « éducation, santé, action sociale » est pris comme référence.

Pour obtenir des informations sur la situation économique des entreprises auxquelles appartiennent les établissements, nous utilisons les fichiers FICUS (fichier complet unifié de SUSE). Ils sont produits par l'Insee et couvrent la période 1994-2005. Sur l'intégralité de la période (1994-2005), ces fichiers donnent quatre indicateurs caractérisant l'entreprise : la taille ($Taille_{entr}$), la valeur ajoutée (VA), l'excédent brut d'exploitation (EBE) et l'investissement (INV_K). Ces informations permettent la construction de deux variables de la santé économique de l'entreprise à laquelle l'établissement appartient : la variation de la valeur ajoutée ($Var_VA_{it} = \frac{VA_{it} - VA_{it-1}}{VA_{it-1}}$) et la productivité apparente du travail

($PAT_{it} = \frac{VA_{it}}{Taille_{entr_{it}}}$). Pour la variable Var_VA , nous travaillons avec les valeurs en t ainsi

que les valeurs retardées d'une année. En ce qui concerne la variable PAT^6 , nous travaillons uniquement avec la valeur de l'année en cours. Nous construisons les déciles de ces variables et nous les introduisons dans notre modèle économétrique en prenant toujours comme référence le premier décile. D'autres variables, dont nous ne disposons pas avant 1998, peuvent servir de contrôle supplémentaire : la catégorie juridique de l'entreprise (nous construisons une variable binaire SC_{it} qui est égale à 1 si l'entreprise à laquelle l'établissement appartient est une société commerciale et 0 sinon), une variable indiquant si l'entreprise s'est restructurée une année donnée ($RESTRUCT_{it}$) et une variable d'appartenance à un groupe financier ($GROUPE_{it}$ qui est une variable binaire égale à 1 si l'entreprise appartient à un groupe financier et 0 sinon). Finalement, la variable d'appartenance à un groupe ne sera pas introduite dans le modèle économétrique n'ayant aucun impact sur la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Pour la variable $RESTRUCT_{it}$, nous retenons également ses valeurs retardées d'une année.

Nous utilisons également les fichiers DADS (déclaration annuelle des données sociales) entre 2002 et 2005. Ce sont des fichiers administratifs individuels de salariés agrégés au niveau de l'établissement. À partir de ces fichiers, nous retenons des informations sur la structure de la main-d'œuvre en termes de qualification : $NONQUAL_{it}$ donne le nombre de salariés dans l'établissement qui ne sont pas qualifiés et $TRESQUAL_{it}$ donne le nombre de salariés hautement qualifiés. Nous calculons ainsi la part de salariés non qualifiés et de salariés très qualifiés et à partir de ces nouvelles variables, nous construisons des indicatrices pour leurs quartiles de distribution. Nous introduisons finalement uniquement le premier quartile de la

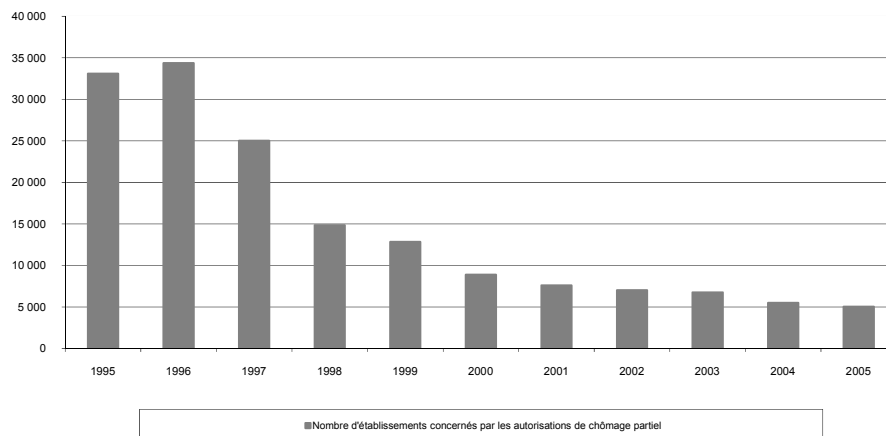
⁶ Pour calculer les valeurs retardées de ces deux indicateurs pour l'année 1995, comme nous ne disposons des fichiers FICUS qu'à partir de 1995, nous récupérons la valeur ajoutée ainsi que la taille des entreprises à partir des fichiers BRN (Bénéfices Réels Normaux) de 1993. De plus, nous calculons une variable d'investissement, $INVESTISSEMENT_{it} = K_{it} - 0,1K_{it-1}$, avec un taux de dépréciation du capital supposé égale à 0,1. Pour cette variable, nous calculons également ses valeurs retardées d'une année. Finalement, nous n'introduisons pas les variables d'investissement dans la stratégie économétrique car elles n'apparaissent pas comme influentes sur la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel.

part de salariés non qualifiés ainsi que le quatrième quartile de salariés très qualifiés. Comme nous disposons des fichiers Unedic jusqu'en 2003, pour les années 2004 et 2005, nous récupérons l'information concernant la taille (*Taille*), le secteur d'activité (*SECTEUR*) et le nombre de femmes (*FEMMES*) à partir des fichiers DADS. Afin de contrôler la localisation géographique de l'établissement, nous utilisons les huit principales régions françaises selon la définition de l'Insee : REG_{it}^k où $k=1, \dots, 8$ ⁷.

Enfin, nous utilisons la base de données Citrus (Coordination des informations et des traitements sur les restructurations d'unités statistiques). C'est une base produite par l'Insee qui contient des données d'entreprise. Citrus est une source quasi exhaustive pour les entreprises cotées et leurs filiales qui doivent publier les avis de fusions, de scissions et de convocation aux assemblées générales extraordinaires au *Bulletin des annonces légales obligatoires*. Citrus est également renseignée à partir du *Bulletin officiel des annonces civiles et commerciales* déposé au greffe des tribunaux de commerce. Depuis sa création en 1998, Citrus a été en permanence enrichie avec l'intégration de nouvelles sources d'information. Néanmoins, cette augmentation d'informations sur la période plus récente doit être interprétée avec précaution. Dans Citrus, la période 2000-2005 apparaît relativement homogène en termes de qualité de la collecte des données et de couverture des entreprises (Bunel, Duhautois et Gonzalez, 2009). Nous utilisons cette source de données pour contrôler le fait que les disparitions d'établissements (identifiées à partir du répertoire Siren) ne sont pas associées à des fusions-acquisitions pour la période 2000-2005. Autrement dit, pour chaque année de la période 2000-2005, nous vérifions si les entreprises auxquelles appartiennent les établissements qui disparaissent en t , $t+1$ ou $t+2$ selon la source Siren ne correspondent pas à des phénomènes de fusions-acquisitions⁸. Dans le fichier Citrus, pour chaque fusion-acquisition, nous pouvons identifier l'entreprise absorbante et l'entreprise cédante. Dans le processus de fusion-acquisition, nous nous intéressons à identifier l'entreprise cédante. Ainsi, nous éliminons de nos données les entreprises qui, pour une année postérieure ou égale à l'année courante (t), figurent comme entreprises cédantes dans une fusion-acquisition et qui disparaissent en t , $t+1$ ou $t+2$. Par exemple, pour l'année 2002, nous enlevons les établissements qui ont disparu selon le répertoire Siren en 2002, 2003 ou 2004 et qui correspondent à des entreprises qui, selon Citrus, ont été absorbées par d'autres entreprises à partir de 2002. Nous ne faisons aucun contrôle par rapport à la forme de la fusion-acquisition (apport total, partiel, etc.). Comme on se concentre uniquement sur le phénomène de disparition, les établissements appartenant à des entreprises absorbantes sur la période n'ont pas été écartés de l'analyse. L'utilisation de la source Citrus implique chaque année l'élimination d'environ 20 000 établissements. Il faut souligner que le principal biais introduit par ce type de contrôle réside dans la différence entre données d'entreprise et données d'établissement : nos données sont au niveau de l'établissement et nous enlevons les établissements par rapport aux processus de fusion-acquisition dans lesquels sont impliquées les entreprises auxquelles ils appartiennent. Même si la qualité des informations du répertoire Siren est très bonne pour identifier la disparition de l'établissement, ce type de vérification est nécessaire. À partir de ce point, par disparition d'établissements, nous entendons toute forme de cessation d'activité sur le territoire français hors le cas des fusions-acquisitions (plus précisément, hors le cas des entreprises cédantes dans des processus de fusion-acquisition).

⁷ Nous travaillons avec les huit régions suivantes : Île-de-France, Centre Nord, Nord-Pas-de-Calais, Est, Nord Ouest Atlantique, Sud Ouest, Centre Sud et Midi méditerranéen.

⁸ La source de données Citrus mobilisée fournit des informations jusqu'en 2006. Ainsi pour l'analyse de 2005, on ne contrôle pas les éventuelles fusions-acquisitions pour 2007.

Graphique 1 : Nombre d'établissements bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel

Source : Panel exhaustif des autorisations annuelles de chômage partiel couvrant la période 1995-2005 (Dares, DDTEFP).

Champ : Établissements de France métropolitaine ayant bénéficié d'autorisations de chômage partiel (tous secteurs d'activité et toutes tailles confondus).

Afin d'obtenir les fichiers annuels finaux, nous imposons trois étapes dans le cadre de notre « stratégie de nettoyage ». D'abord, nous enlevons de l'analyse les établissements qui sont supposés inactifs (« présumés fermés »), les établissements « morts » avant l'année considérée ou qui sont créés après l'année d'intérêt (par exemple, pour la construction de l'échantillon final de l'année 2002, sont éliminés les établissements qui disparaissent avant 2002 ou qui se sont créés après 2002). Ensuite, dans une deuxième étape, nous éliminons les entreprises ainsi que les établissements n'ayant aucun salarié pour éviter les cas incohérents en termes d'autorisations de chômage partiel. Finalement, nous effaçons les observations contenant des valeurs manquantes au moins pour une de nos variables explicatives⁹. Pour la période 1995-1999, le nombre d'établissements qui disparaissent en t , $t+1$ ou $t+2$ est étrangement faible. Cela pourrait être lié en quelque sort à la collecte des données dans le fichier Siren qui semble mieux renseigné à partir de 2000. Pour cette raison, nous décidons de restreindre notre analyse à la période 2000-2005.

L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique riche pour étudier l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. En appariant ces six sources de données et en effectuant ces contrôles de nettoyage, cela revient à disposer initialement des échantillons de plus de 550 000 observations chaque année¹⁰. Nous souhaitons analyser les effets dans le temps du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements (en t , $t+1$ et $t+2$). Prenons l'exemple de l'année 2002 où nous étudions comment le recours au chômage partiel en 2002 affecte la disparition des établissements en 2002, 2003 et 2004 (ainsi que les effets croisés associés). Pour analyser

⁹ Pour les variables continues, nous avons regardé leurs distributions et leurs valeurs aberrantes. Comme le nombre de valeurs aberrantes était dans tous les cas très faible, nous avons décidé de travailler avec les déciles, respectivement avec les quartiles et de façon à éviter l'influence de ces valeurs aberrantes sans pour autant enlever de l'analyse les établissements.

¹⁰ Étant donné qu'on analyse l'effet du chômage partiel sur la survie des établissements, il n'est pas possible de construire un panel d'établissements. Chaque année, le fichier final concerne des établissements différents.

L'effet du recours au chômage partiel en 2002 sur la disparition en 2003 ou 2004, il faut enlever les établissements qui disparaissent en 2002. Les garder introduit des biais car ces établissements sont déjà « morts ». Pour cette raison, nous travaillons chaque année avec trois échantillons de tailles différentes. Le premier correspond au fichier obtenu lors de l'appariement des six sources de données (*échantillon 1*). À partir de cet échantillon, nous analysons l'effet du chômage partiel en t sur les variables D0, D01 et D012. Le deuxième échantillon est obtenu en écartant les établissements qui disparaissent en t (*échantillon 2*). Nous analysons, dans ce cas, l'effet du chômage partiel en t sur les variables D1 et D12. Pour finir, nous écartons les établissements qui disparaissent en $t+1$ et nous obtenons notre dernier échantillon (*échantillon 3*). Il nous sert à analyser l'effet du chômage partiel en t sur la variable D2.

Le recours au chômage partiel représente un phénomène rare. Entre 1995 et 2005, nous avons estimé qu'en moyenne les autorisations de chômage partiel concernent moins de 1 % des établissements des secteurs marchands non-agricoles. En outre, entre 1995 et 2005, le nombre d'établissements concernés par les autorisations de chômage partiel a fortement diminué en France métropolitaine (cf. graphique 1) : il y en avait un peu plus de 5 000 en 2005, contre 34 000 en 1996, soit une baisse de 85 %. Par exemple, en 2002, approximativement 7 000 établissements ont eu des autorisations de chômage partiel. Ainsi, parmi notre échantillon final de l'année 2002 contenant approximativement 650 000 établissements, nous avons identifié, après les différents appariements, approximativement 3 600 établissements qui ont connu le chômage partiel. Pour cette raison, il faut mettre en place une stratégie économétrique qui tient compte de la sous-représentation du recours au chômage partiel.

4. LA MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans cette étude, nous évaluons l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. L'intérêt de l'analyse de cette relation est majeur car, dans un travail antérieur, nous montrons que le chômage partiel semble annonciateur de licenciements économiques (Calavrezo *et al.*, 2009-a). De nombreux facteurs sont susceptibles d'expliquer la disparition des établissements, voire d'affecter simultanément la disparition des établissements et le recours au chômage partiel, créant ainsi un biais de sélection. Au centre de l'évaluation statistique se trouve la question du biais de sélection : dans notre cas, bénéficier des autorisations de chômage partiel est une décision qui met en œuvre le choix de l'entrepreneur, relevant au moins en partie du domaine de la rationalité. Cette décision ne peut pas être indépendante de la façon dont l'entrepreneur évalue par lui-même les conséquences de son choix. Les établissements qui ont bénéficié des autorisations de chômage partiel font l'objet d'un processus de sélection non aléatoire (par rapport à leur performance économique, aux difficultés conjoncturelles et structurelles qu'ils rencontrent, etc.), voire même d'un processus d'auto-sélection, si on considère que le recours au chômage partiel est un élément de leur stratégie interne. Ne pas tenir compte de ces faits biaiserait les estimations.

Ainsi, pour analyser l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements en contrôlant le biais de sélection associé au recours au chômage partiel, nous mobilisons des modèles « classiques » d'appariement sélectif sur le score de propension. Ils ont initialement été développés par Rubin (1974) pour étudier l'efficacité des traitements médicaux. Depuis, ces modèles ont été améliorés (par Heckman et ses différents coauteurs) et mobilisés en économie, notamment pour tester l'efficacité de certaines politiques de

formation (pour une revue très complète de la littérature voir Heckman, Smith et Lalonde, 1999 ; Brodaty, Crépon et Fougère, 2007). Généralement, les modèles d'appariement sélectif consistent à construire, pour chaque établissement qui recourt au chômage partiel, un établissement jumeau, exposé aux mêmes conditions économiques. Le jumeau est construit à partir des établissements qui n'ont pas eu recours au chômage partiel. Dès lors, en comparant la survie des deux établissements, on est en mesure de déterminer l'impact du recours au chômage partiel sur la survie des établissements.

Le panel exhaustif des autorisations de chômage partiel qui contient des informations agrégées au niveau de l'année, nous permet de distinguer pour chaque année deux types d'établissements : ceux ayant eu recours au chômage partiel pendant l'année t (pour lesquels une variable binaire $CP=1$) et ceux qui n'ont pas eu recours au chômage partiel en t ($CP=0$). L'impact du recours au chômage partiel sur la survie des établissements est mesuré à travers le résultat y_i . Chaque établissement a deux résultats potentiels : y_0 (si $CP=0$) et y_1 (si $CP=1$). L'effet du recours au chômage partiel sur la survie des établissements ($C = y_1 - y_0$) est inobservable et individuel (et, par conséquent, sa distribution n'est pas identifiable), car y_0 et y_1 ne sont jamais observés simultanément. Seul le résultat réalisé (traduit par la survie de l'établissement et reporté par la variable Y) est observée : $Y = y_1 CP + y_0(1 - CP)$.

Nous notons Y_i le vecteur des variables de résultat : $Y_i = (D_i^j)$. La variable D indique si l'établissement a disparu (« est mort ») après le recours au chômage partiel. L'indice $j=0, 1, 2, 01, 12, 012$ désigne la fenêtre temporelle sur laquelle on calcule cette variable (voir tableau 1 pour plus de détails). Les variables de résultat sont calculées pour les six années d'analyse ($t= 2000, \dots, 2005$). Seul le couple (Y, CP) est observé pour un établissement. Néanmoins, lorsque les variables de résultat latentes sont indépendantes de l'affectation au traitement ($y_0, y_1 \perp CP$), autrement dit, lorsque l'affectation au traitement est aléatoire, alors

l'effet moyen sur les traités $C_{traités} = E(y_1 - y_0 | CP=1)$ peut être identifié. Cette propriété d'indépendance est très rarement vérifiée. Une démarche naturelle est alors de construire un groupe de contrôle de telle sorte que la distribution d'un ensemble de caractéristiques observables (variables de contrôle), noté X , soit la même que dans le groupe des établissements ayant eu recours au chômage partiel. On peut ainsi réduire le biais de sélectivité. La condition d'identification est alors moins restrictive et, conditionnellement à cet ensemble de variables observables, la propriété d'indépendance doit être vérifiée¹¹ :

$$(y_0, y_1) \perp CP | X \quad (1)$$

À partir de la littérature sur le chômage partiel et la disparition des établissements, nous retenons trois catégories de variables de contrôle. Premièrement, nous allons utiliser des caractéristiques « standard » d'établissement (taille, secteur d'activité, localisation géographique, ancienneté) et d'entreprise à laquelle l'établissement appartient (catégorie juridique, présence d'une restructuration). Deuxièmement, nous allons contrôler par des variables de performance écono-

¹¹ Dans ce travail, nous contrôlons uniquement par des caractéristiques observables. Néanmoins, la présence d'un effet fixe individuel inobservable peut affecter en même temps les variables potentielles de résultat et la variable de traitement. Toutefois, la nature des phénomènes analysés (la survie est un phénomène binaire) et la construction des échantillons ne nous permettent pas de mettre en place des modèles d'appariement de différences des différences. Nous allons donc nous limiter à ne contrôler que des caractéristiques observables.

mique^o: le taux de variation de la valeur ajoutée retardé en t et retardé d'une année¹² et la productivité apparente du travail retardée en t . Finalement, nous allons utiliser des variables qui caractérisent la structure de la main-d'œuvre de l'établissement : la part de salariés non qualifiés, la part de salariés hautement qualifiés ainsi que la part de femmes.

Lorsque beaucoup de variables de contrôle sont prises en compte (comme dans notre cas), trouver un contrefactuel à chaque individu traité peut être problématique. L'indépendance conditionnelle à l'ensemble des variables X entraîne l'indépendance par rapport au score de propension $P(X)$ qui constitue un résumé unidimensionnel des variables d'appariement et qui estime la probabilité d'être exposé au traitement, conditionnellement à ces variables (Rubin et Rosenbaum, 1983) :

$$(y_0, y_1) \perp CP | P(X) \quad (2)$$

Les modèles d'appariement sur le score de propension sont des méthodes en deux étapes. D'abord, il faut estimer le score de propension. Dans notre cas, nous estimons le score de propension avec un modèle de type logit en utilisant deux spécifications différentes (en fonction des variables disponibles pour chaque année). Le premier modèle (noté **Spécification 1**) est estimé pour tous les ans de la période 2000-2005 et contient les variables explicatives suivantes : taille, âge, secteur d'activité, département, part des femmes, productivité apparente du travail, taux de variation de la valeur ajoutée, catégorie juridique et restructuration. Le deuxième modèle (noté **Spécification 2**) est estimé pour la période 2002-2005 et contient les variables explicatives supplémentaires suivantes : la part de salariés non qualifiés et la part de salariés hautement qualifiés.

Ensuite, en fonction des scores de propension des traités et des contrefactuels, il existe plusieurs méthodes d'appariement : l'appariement avec fonction noyau (« kernel matching »), la méthode du plus proche voisin (« nearest-neighbor »), l'appariement par la méthode du rayon (« radius matching ») ou l'appariement par intervalle (voir Caliendo et Kopeinig [2008] pour une présentation détaillée de ces différents estimateurs). Dans nos données, le nombre d'établissements qui ne recourent pas au chômage partiel est très élevé (le groupe de contrôle). Par exemple, pour l'échantillon final de 2002, parmi les 650 000 établissements, approximativement 3 600 ont bénéficié des autorisations de chômage partiel. Ainsi, il nous semble le plus approprié d'utiliser la méthode du plus proche voisin. Cette estimation est la plus simple parmi les méthodes d'appariement sur le score de propension consistant à choisir pour chaque établissement traité le contrefactuel qui est le plus proche en termes de score de propension. Il y a plusieurs variations de cette méthode. D'abord, il y a l'appariement avec le plus proche voisin avec remplacement et sans remplacement. Dans le premier cas, un établissement non traité peut être utilisé plusieurs fois comme contrefactuel. En revanche, dans le deuxième cas, un établissement ne peut être utilisé qu'une seule fois¹³. Il y a un arbitrage entre biais et variance : si on permet le remplacement des observations, la qualité moyenne de l'appariement va augmenter et le biais va décroître. Ensuite, on peut utiliser plus d'un seul établissement (ce cas est nommé « oversampling »). Dans ce cas, il y a également un arbitrage entre biais et variance : la variance diminue (comme on utilise plus d'information pour construire les contrefactuels) et un biais augmenté qui est le résultat en moyenne d'appariements de plus mauvaise qualité (cf. Smith, 1997). Dans le cas d'« oversampling », il faut donc établir le

¹² Par exemple, en 1998, nous utilisons le taux de variation de la valeur ajoutée calculé pour l'année 1997 (évolution 1996-1997).

¹³ Dans le cas de l'appariement avec le plus proche voisin sans remplacement, l'estimation dépend de l'ordre dans lequel les observations sont appariées. Les établissements doivent d'abord être triés aléatoirement.

nombre de partenaires pour effectuer l'appariement ainsi que le type de pondération affectée à ces partenaires. La méthode du plus proche voisin peut conduire à des appariements de mauvaise qualité, si le voisin le plus proche est éloigné en termes de score de propension. Comme seulement 0,5 % des établissements de notre échantillon reçoivent le traitement, cela nous suggère que les chances de trouver un seul établissement sans le traitement avec un score de propension presque identique sont très élevées. Finalement, nous décidons de mettre en place une estimation d'appariement par le plus proche voisin sans « oversampling » (*one-to-one matching*) avec et sans remplacement pour vérifier si les résultats changent. Nous menons des estimations supplémentaires en imposant une distance maximale entre les scores de propension des traités et leurs plus proches voisins (appelé en général dans la littérature économétrique « caliper ») de 0,0001¹⁴. Nous imposons également la condition de support commun. Les écarts-types sont calculés à partir de l'expression analytique de la variance de l'estimateur du plus proche voisin. Abadie et Imbens (2006) montrent que déterminer les écarts-type par *bootstrap* n'est pas faisable pour l'estimateur du plus proche voisin.

Un autre problème courant dans les travaux d'évaluation est que l'échantillon utilisé est particulier (Smith et Todd, 2005). Par exemple, les participants à un programme qu'il faut évaluer sont sur-représentés par rapport au nombre de personnes éligibles. Ce problème porte le nom de « choice-based sampling ». C'est notre cas. Dans nos échantillons, le nombre de bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel est très faible (moins de 1 %). Heckman et Smith (1995) ont démontré que, pour contourner ce problème, l'appariement peut être fait sur les *odds-ratios* et que pour l'appariement avec un seul plus proche voisin apparié sur le score de propension et sur les *odds-ratios* donne les mêmes résultats. Nous mettons également en place des tests qui vérifient la qualité de nos appariements. Pour résumer, pour chaque variable de disparition des établissements et pour chacune des deux spécifications possibles, nous allons mettre en place quatre variantes d'appariement sur le plus proche voisin. Au total, pour les années 2000 et 2001, pour chaque échantillon, nous faisons quatre appariements et pour la période 2002-2005, huit appariements pour chaque échantillon.

5. LES RÉSULTATS

Dans un premier temps, nous présentons quelques statistiques descriptives sur les échantillons finaux mobilisés (section 5.1). Dans la section 5.2, nous décrivons les déterminants de la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Nous donnons les résultats de l'appariement sur le score de propension avec le plus proche voisin dans la section 5.3. Enfin, nous testons la robustesse du lien entre le recours au chômage partiel et les variables de disparition d'établissements en mobilisant des échantillons et des méthodes alternatives (section 5.4).

5.1. Quelques statistiques descriptives

Dans le tableau 2, nous présentons les différents fichiers mobilisés (pour les années 2002 et 2003 et pour les trois échantillons).

¹⁴ Nous avons testé plusieurs valeurs du caliper, mais par rapport aux valeurs très faibles du score de propension, nous avons opté pour la valeur 0,0001. À cause d'un nombre trop élevé de zéros pour le recours au chômage partiel et en même temps en lien avec le fait de contrôler avec des variables qualitatives, les valeurs du score de propension pour les traités et les non-traités sont concentrées autour de 0.

Tableau 2 : Statistiques globales

Variable	2002						2003					
	Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3		Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3	
% en colonne	CP=0	CP=1	CP=0	CP=1	CP=0	CP=1	CP=0	CP=1	CP=0	CP=1	CP=0	CP=1
D0=1	0,98	1,15					1,10	1,44				
D01=1	5,98	9,88					6,66	9,93				
D012=1	11,75	17,54					12,53	17,26				
D1=1			5,05	8,83					5,62	8,62		
D12=1			10,87	16,58					11,56	16,05		
D2=1					6,13	8,50					6,29	8,13
Nb. étab. D0=1	6 476						7 710					
Nb. étab. D01=1	39 523						46 800					
Nb. étab. D012=1	77 591						88 003					
Nb. étab. D1=1			33 047						39 090			
Nb. étab. D12=1			71 115						80 293			
Nb. étab. D2=1					38 068						41 203	
Nb. étab. CP=1	3 643		3 601		3 283		3 755		3 701		3 382	
Nb. observations	658 793		652 317		619 270		701 032		693 322		654 232	

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité, sauf l'agriculture et l'administration).

Nous donnons une image globale du recours au chômage partiel, ainsi que le nombre d'établissements qui disparaissent à l'aide des six indicateurs de disparition (cf. tableau 1). Chaque année, les fichiers contiennent environ 650 000 établissements. Parmi ces établissements approximativement 3 500 sont concernés par les autorisations de chômage partiel (0,6 %) et 10-12 % disparaissent en t , $t+1$ et $t+2$ (indicatrice D012). Par exemple, pour 2002, approximativement 6 % des établissements disparaissent au plus tard en 2003 (indicatrice D01). Cette statistique est cohérente avec les chiffres habituellement trouvée dans la littérature : le taux annuel moyen de disparition des entreprises est compris entre 5 et 10 % (voir Agarwal et Gort, 1999 ; Dunne *et al.*, 1989 , Baldwin et Gorecki, 1991).

5.2. Les déterminants du recours au chômage partiel

Dans la première étape de la stratégie économétrique, on estime la probabilité π avec un modèle Logit π de recourir au chômage partiel une année donnée. Pour les années 2000 et 2001, nous n'utilisons que la spécification 1. En revanche, pour la période 2002-2005, nous utilisons les deux spécifications (cf. section 4). Dans le tableau 3, nous commentons les résultats du Logit uniquement pour l'année 2002 (échantillon 1 avec les deux spécifications)¹⁵. Nous retrouvons les mêmes résultats quelle que soit l'année.

Nous nous intéressons à la corrélation entre la probabilité de recourir au chômage partiel et les caractéristiques d'établissement et d'entreprise. Nous introduisons quatre caractéristiques « standards » : la taille, le secteur d'activité, la localisation géographique et l'ancienneté de l'établissement.

Nous retrouvons un résultat assez traditionnel en termes d'usage du chômage partiel : plus la taille de l'établissement est importante, plus la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel est forte (Béraud *et al.*, 1994 ; Gray, 1998). Les indicatrices sectorielles sont fortement significatives, car le recours au chômage partiel a une dimension sectorielle. Les

¹⁵ Dans l'annexe 1, nous présentons pour l'année 2002 (échantillon 1 et spécification 2), la distribution des caractéristiques d'établissement et d'entreprise en fonction du recours au chômage partiel.

établissements appartenant à l'industrie des biens de consommation, à l'industrie automobile, à l'industrie des biens d'équipement, à l'industrie des biens intermédiaires ou dans les transports, ont une probabilité plus élevée de bénéficier d'autorisations de chômage partiel relativement au secteur d'activité « éducation, santé, action sociale », qui est la référence. Cela met en évidence le fait que le chômage partiel est un dispositif avant tout industriel. Les indicatrices régionales sont également toujours significatives. Ce résultat montre que la localisation géographique est importante dans le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Relativement au fait qu'un établissement se trouve en Île-de-France (la référence), les établissements de la région « Midi méditerranéen » bénéficient le plus fortement d'autorisations de chômage partiel. D'une manière générale, le fait d'être localisé dans une autre région que l'Île-de-France (selon notre découpage régional) renforce la probabilité de recourir au chômage partiel en 2002. Enfin, nous observons que la probabilité de recours au chômage partiel est plus importante pour les établissements les plus anciens (ceux qui correspondent au quatrième quartile d'âge). Les établissements les plus âgés ont probablement une connaissance plus approfondie du dispositif de chômage partiel.

Tableau 3 : Les déterminants du recours au chômage partiel (année 2002 et échantillon 1)

Variable	Spécification 1		Spécification 2	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Taille				
Moins 20 salariés		Réf.		Réf.
20-49 salariés	0,5634 ***	0,0489	0,5146 ***	0,0501
50-499 salariés	1,0128 ***	0,0538	0,9552 ***	0,0553
500 salariés et plus	1,2084 ***	0,2259	1,1516 ***	0,2265
Société commerciale	0,1495 ***	0,0506	0,1513 ***	0,0510
Restructuration en 2002	-0,7566 ***	0,2303	-0,7460 ***	0,2303
Restructuration en 2001	0,4049 ***	0,1354	0,4146 ***	0,1355
Âge de l'établissement				
4ème quartile	0,2133 ***	0,0369	0,2057 ***	0,0369
Localisation géographique				
Île-de-France		Réf.		Réf.
Centre Nord	0,9896 ***	0,0728	0,9627 ***	0,0732
Nord-Pas-de-Calais	1,0476 ***	0,0898	1,0178 ***	0,0902
Est	0,7620 ***	0,0836	0,7372 ***	0,0839
Nord Ouest Atlantique	0,6969 ***	0,0808	0,6744 ***	0,0812
Sud Ouest	0,6147 ***	0,0845	0,5925 ***	0,0848
Centre Sud	1,1340 ***	0,0729	1,1139 ***	0,0732
Midi Méditerranéen	1,1785 ***	0,0774	1,1585 ***	0,0776
Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002				
1 ^{er} décile		Réf.		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,5429 ***	0,0520	-0,5472 ***	0,0521
3 ^{ème} décile	-0,9692 ***	0,0612	-0,9743 ***	0,0612
4 ^{ème} décile	-1,0273 ***	0,0609	-1,0319 ***	0,0609
5 ^{ème} décile	-1,1795 ***	0,0738	-1,1845 ***	0,0738
6 ^{ème} décile	-1,5971 ***	0,0802	-1,6016 ***	0,0802
7 ^{ème} décile	-1,6668 ***	0,0824	-1,6711 ***	0,0824
8 ^{ème} décile	-1,6942 ***	0,0831	-1,6980 ***	0,0831
9 ^{ème} décile	-1,7498 ***	0,0851	-1,7545 ***	0,0850
10 ^{ème} décile	-1,5411 ***	0,0777	-1,5390 ***	0,0777

Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001				
1 ^{er} décile		Réf.		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,1224 **	0,0651	-0,1306 **	0,0651
3 ^{ème} décile	-0,2016 ***	0,0688	-0,2112 ***	0,0688
4 ^{ème} décile	-0,2372 ***	0,0712	-0,2477 ***	0,0712
5 ^{ème} décile	-0,3449 ***	0,0741	-0,3563 ***	0,0742
6 ^{ème} décile	-0,3027 ***	0,0737	-0,3140 ***	0,0738
7 ^{ème} décile	-0,3408 ***	0,0740	-0,3554 ***	0,0741
8 ^{ème} décile	-0,4660 ***	0,0757	-0,4812 ***	0,0758
9 ^{ème} décile	-0,3523 ***	0,0724	-0,3648 ***	0,0725
10 ^{ème} décile	-0,5161 ***	0,0764	-0,5273 ***	0,0765
Productivité apparente du travail en 2001				
1 ^{er} décile		Réf.		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,1910 ***	0,0721	-0,1900 ***	0,0721
3 ^{ème} décile	-0,0972	0,0700	-0,0939	0,0700
4 ^{ème} décile	-0,1906 ***	0,0705	-0,1835 ***	0,0706
5 ^{ème} décile	-0,3208 ***	0,0726	-0,3105 ***	0,0726
6 ^{ème} décile	-0,5000 ***	0,0751	-0,4819 ***	0,0753
7 ^{ème} décile	-0,5753 ***	0,0771	-0,5518 ***	0,0773
8 ^{ème} décile	-0,7505 ***	0,0811	-0,7212 ***	0,0814
9 ^{ème} décile	-0,9623 ***	0,0873	-0,9206 ***	0,0879
10 ^{ème} décile	-1,3672 ***	0,1033	-1,3156 ***	0,1040
Part des femmes en 2002				
1 ^{er} quartile		Réf.		Réf.
2 ^{ème} quartile	0,2505 ***	0,0465	0,2393 ***	0,0468
3 ^{ème} quartile	0,3696 ***	0,0531	0,3625 ***	0,0535
4 ^{ème} quartile	0,3872 ***	0,0626	0,3690 ***	0,0629
Secteur d'activité				
Industries agricoles et alimentaires	-0,2274 *	0,1336	-0,3027 **	0,1346
Industrie des biens de consommation	1,2365 ***	0,1109	1,2157 ***	0,1112
Industrie automobile	1,3698 ***	0,2062	1,3265 ***	0,2066
Industrie des biens d'équipement	1,2909 ***	0,1158	1,2749 ***	0,1161
Industrie des biens intermédiaires	1,8575 ***	0,1054	1,8131 ***	0,1061
Énergie	-0,0727	0,5886	-0,0503	0,5886
Construction	0,0704	0,1145	0,0480	0,1152
Commerce	-0,9376 ***	0,1104	-0,9800 ***	0,1108
Transports	0,3665 ***	0,1267	0,3798 ***	0,1278
Activités financières	-2,4868 ***	0,5103	-2,3642 ***	0,5110
Activités immobilières	-1,7358 ***	0,3311	-1,6984 ***	0,3313
Services aux entreprises	-0,2324 **	0,1193	-0,1937	0,1197
Services aux particuliers	-0,3932 ***	0,1106	-0,4712 ***	0,1118
Éducation, santé, action sociale		Réf.		Réf.
Part des salariés non qualifiés en 2002				
1 ^{er} quartile			-0,1547 ***	0,0433
Part des salariés très qualifiés en 2002				
4 ^{ème} quartile			-0,1141 **	0,0508
Constante	-5,0545 ***	0,1433	-4,9118 ***	0,1465
Pseudo R²		0,1637		0,1642
Nombre d'observations	658 793			

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de cinq sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf agriculture et administration).

Nous introduisons également dans l'estimation des variables « standards » d'entreprise. Ces variables reflètent certaines caractéristiques d'entreprises auxquelles les établissements appartiennent : la catégorie juridique ainsi que le fait de connaître des restructurations (fusions/acquisitions). Le fait que les établissements appartiennent à des sociétés commerciales détermine d'une manière positive et significative la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Les deux variables de restructuration influencent également la probabilité de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Les restructurations mesurées ici représentent des cas dans lesquels les établissements sont impliqués dans des processus de restructuration mais qui n'aboutissent pas à la disparition de l'entreprise. Ces cas correspondent plutôt aux situations dans lesquelles les entreprises absorbent d'autres entreprises ou dans lesquelles elles cèdent une partie de leur activité mais continuent d'exister (cession partielle). Se restructurer au cours de l'année courante, diminue la probabilité de recourir au chômage partiel l'année courante. En revanche, une restructuration antérieure (l'année précédente) augmente le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel. Le fait de se restructurer en *t-1* peut impliquer un choc « négatif » sur les performances économiques des entreprises qui peut se traduire par une demande supplémentaire d'autorisations de chômage partiel.

Les performances économiques des entreprises auxquelles les établissements appartiennent jouent un rôle fondamental. Pour tenir compte de la conjoncture économique de l'entreprise, nous introduisons les taux de croissance de la valeur ajoutée (l'année courante et l'année précédente) et la productivité apparente du travail. L'introduction de ces variables dans l'estimation est nécessaire, car le recours au chômage partiel ainsi que la disparition des établissements sont des phénomènes dépendant fortement de la conjoncture économique. Globalement, la probabilité de recours au chômage partiel l'année courante décroît avec le niveau de productivité apparente du travail l'année précédente. De la même façon, la probabilité de recours au chômage partiel l'année courante décroît avec les taux de croissance de la variation de la valeur ajoutée l'année courante et l'année précédente. Ce lien négatif entre des bonnes performances économiques et le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel a été mis en évidence dans la littérature (cf. Gray, 1998). De plus, notons que, dans les textes de loi, pour bénéficier d'autorisations de chômage partiel, l'établissement doit faire preuve auprès la DDTEFP d'une situation économique dégradée.

Nous introduisons une dernière catégorie de variables d'établissement pour tenir compte de la structure de la main-d'œuvre (part des femmes, part des salariés non qualifiés et part des salariés très qualifiés). Nous trouvons des résultats attendus : moins la part des non qualifiés est importante (premier quartile), moins l'établissement utilise le chômage partiel ; plus la part des très qualifiés (dernier quartile) est forte, moins l'établissement utilise le chômage partiel. En outre, plus la main-d'œuvre est féminisée, plus grandes sont les chances d'utiliser le chômage partiel.

Pour bien estimer l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements, il faut avoir un support commun des scores de propension suffisamment grand (les probabilités des établissements qui recourent au chômage partiel et les probabilités de ceux qui ne recourent pas doivent se superposer au maximum). Dans notre cas, les distributions des scores de propension des traités et des non traités se recouvrent presque entièrement. Pour vérifier si les deux modèles expliquant le recours au chômage partiel sont bien spécifiés, nous implémentons un test qui analyse les différences standardisées¹⁶. Ce test a été premièrement élaboré par Rosenbaum et Rubin (1985) et calcule pour chaque variable

¹⁶ Ce test a été programmé sous Stata (la procédure PSTEST) par Leuven et Sianesi (2003).

d'appariement une mesure de la réduction du biais de sélection. Sa mise en œuvre est très simple et correspond à un test d'égalité de deux moyennes : pour chaque variable de contrôle, on compare les moyennes des traités et non traités avant et après appariement. Nous calculons la réduction du biais associée à la différence des différences des moyennes avant et après appariement. Nous présentons dans l'annexe 2, le test pour l'année 2002 (échantillon 1 et spécification 2). Ainsi, nous mettons en évidence de très fortes réductions du biais. Nous pouvons conclure que les variables introduites dans les modèles Logit déterminent bien la probabilité de recourir ou non au chômage partiel.

5.3. L'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements

Dans la seconde étape de la stratégie économétrique, on récupère les scores de propension estimés à partir du modèle Logit présenté précédemment pour les établissements qui recourent au chômage partiel et les établissements qui n'y recourent pas. Pour chaque établissement traité, en comparant les scores de propension, nous déterminons un établissement jumeau à partir des établissements non traités. Ensuite, on estime l'effet moyen du traitement sur la différence des moyennes de la variable de résultat pour les traités et leurs jumeaux. Dans notre cas, nous disposons de six variables de résultat (variables de disparition d'établissements). Nous présentons uniquement les effets moyens du « traitement » (recours au chômage partiel) sur les traités (effet noté habituellement dans la littérature économétrique ATT).

Tableau 4 : L'effet estimé du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Spécification 1</i>						
<i>Variable de résultat</i>						
Échantillon 1						
D0	0,0008 * (0,0004)	0,0002 (0,0011)	-0,0013 (0,0027)	0,0005 (0,0028)	0,0010 (0,0034)	0,0058 (0,0036)
D01	0,0060 *** (0,0016)	0,0214 *** (0,0057)	0,0362 *** (0,0066)	0,0189 *** (0,0068)	0,0315 *** (0,0076)	0,0220 *** (0,0077)
D012	0,0097 * (0,0058)	0,0393 *** (0,0080)	0,0479 *** (0,0086)	0,0317 *** (0,0086)	0,0442 *** (0,0095)	0,0276 *** (0,0088)
Échantillon 2						
D1	0,0038 ** (0,0017)	0,0211 *** (0,0057)	0,0361 *** (0,0062)	0,0242 *** (0,0062)	0,0301 *** (0,0070)	0,0147 * (0,0071)
D12	0,0066 (0,0058)	0,0348 *** (0,0081)	0,0406 *** (0,0085)	0,0360 *** (0,0084)	0,0455 *** (0,0092)	0,0139 (0,0085)
Échantillon 3						
D2	-0,0002 (0,0057)	0,0211 *** (0,0064)	0,0124 * (0,0067)	0,0181 *** (0,0064)	0,0226 *** (0,0069)	0,0053 (0,0053)
<i>Spécification 2</i>						
Échantillon 1						
D0			-0,0013 (0,0026)	-0,0032 (0,0030)	0,0020 (0,0035)	0,0055 (0,0036)
D01			0,0315 *** (0,0066)	0,0149 ** (0,0068)	0,0325 *** (0,0075)	0,0306 *** (0,0076)

D012	0,0435 *** (0,0086)	0,0274 *** (0,0087)	0,0450 *** (0,0094)	0,0328 *** (0,0088)
Échantillon 2				
D1	0,0327 *** (0,0062)	0,0145 ** (0,0064)	0,0304 *** (0,0070)	0,0207 *** (0,0070)
D12	0,0378 *** (0,0085)	0,0269 *** (0,0084)	0,0386 *** (0,0092)	0,0260 *** (0,0083)
Échantillon 3				
D2	0,0170 ** (0,0066)	0,0183 *** (0,0064)	0,0147 *** (0,0070)	0,0028 (0,0054)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité, sauf l'agriculture et l'administration).

Pour chaque année et chaque spécification considérée dans la première étape de la stratégie économétrique, nous apparions sur le score de propension avec le plus proche voisin en utilisant quatre variantes de l'appariement : sans remplacement, avec remplacement, sans remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001 et avec remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001. Nous décidons de présenter dans le tableau 4 uniquement les résultats des estimations de l'appariement avec remplacement en imposant que le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001. Dans le tableau 5, nous détaillons les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2002. Les annexes de 3 à 7 présentent les mêmes tableaux pour les autres années.

Quelle que soit la spécification considérée, la significativité est la même avec des effets légèrement différents (cf. tableau 4). Le principal résultat suggère que le chômage partiel n'empêche pas la disparition de l'établissement l'année suivante (mesurée avec l'indicatrice D1) : il y a un effet significatif et toujours positif. Pour la première spécification, cet effet prend des valeurs entre 0,4 et 3,6 points de pourcentage en fonction de l'année considérée. Pour la deuxième spécification, l'effet varie entre 1,4 et 3,3 points. Par exemple, pour 2002, en utilisant la deuxième spécification, le fait de recourir au chômage partiel augmente en moyenne de 3,3 points la probabilité pour un établissement de disparaître en 2003.

Concernant l'indicatrice de disparition pendant l'année courante, le recours au chômage partiel n'a pas d'effet. Cela peut s'expliquer par le fait que, pour l'année courante, les variables de disparition sont moins bien observées du fait probablement des délais d'enregistrement de la disparition. Autrement dit, il est difficile d'observer les établissements qui disparaissent l'année courante. Par exemple, on peut imaginer qu'un établissement bénéficie d'autorisations de chômage partiel en septembre 2001 et même s'il va « mourir » dans l'année, sa disparition sera uniquement enregistrée courant 2002.

En ce qui concerne la disparition de l'établissement deux ans plus tard (D2), les effets apparaissent plus « mitigés » : ils sont majoritairement positifs et parfois nuls. Lorsqu'ils sont significatifs, ces effets sont moins forts (que pour D1) et au maximum égaux à 2,2 points. Comment expliquer ce résultat ? *A priori*, on s'attend à ce que le chômage partiel n'ait plus d'effet deux ans plus tard, car le chômage partiel est un dispositif de court terme. Ainsi, d'une part, les effets trouvés sur D2 peuvent peut-être s'expliquer par des délais d'enregistrement. D'autre part, ces effets positifs regroupent des établissements de taille différente qui ne

disparaissent pas au même rythme. Les grands établissements mettent plus de temps à disparaître du fait des contraintes sur les licenciements collectifs (voir section 5.4.1).

Tableau 5 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2002

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	-0,0011 (0,0026)	-0,0008 (0,0027)	-0,0017 (0,0026)	-0,0014 (0,0027)
D01	0,0354 *** (0,0063)	0,0368 *** (0,0066)	0,0355 *** (0,0064)	0,0362 *** (0,0066)
D012	0,0530 *** (0,0083)	0,0499 *** (0,0087)	0,0512 *** (0,0083)	0,0480 *** (0,0087)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0369 *** (0,0060)	0,0364 *** (0,0062)	0,0368 *** (0,0060)	0,0362 *** (0,0063)
D12	0,0478 *** (0,0082)	0,0414 *** (0,0085)	0,0464 *** (0,0083)	0,0407 *** (0,0086)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0207 *** (0,0065)	0,0155 *** (0,0068)	0,0180 *** (0,0065)	0,0124 * (0,0068)
<i>Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	-0,0016 (0,0026)	-0,0016 (0,0027)	-0,0017 (0,0026)	-0,0014 (0,0027)
D01	0,0296 *** (0,0065)	0,0307 *** (0,0066)	0,0297 *** (0,0065)	0,0315 *** (0,0067)
D012	0,0434 *** (0,0084)	0,0431 *** (0,0087)	0,0428 *** (0,0085)	0,0435 *** (0,0087)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0308 *** (0,0061)	0,03134 *** (0,0063)	0,0312 *** (0,0062)	0,0328 *** (0,0063)
D12	0,0414 *** (0,0083)	0,0383 *** (0,0085)	0,0396 *** (0,0083)	0,0379 *** (0,0086)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0204 *** (0,0065)	0,0186 *** (0,0066)	0,0193 *** (0,0065)	0,0171 ** (0,0066)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Comme la temporalité du lien entre chômage partiel et disparition des établissements n'est pas facilement appréhendable, les variables « croisées » de disparition (D01, D12 et D012) permettent de donner une marge temporelle d'interprétation des résultats. En utilisant ces

indicatrices, les résultats montrent que le recours au chômage partiel augmente significativement les probabilités de disparition de l'établissement.

Quelle que soit la variante de l'appariement, nous retrouvons toujours la même significativité avec des effets assez proches (cf. tableau 5). Par exemple, pour l'indicatrice D012, l'effet varie de 4,7 points pour la quatrième variante à 5,3 points pour la première variante de l'appariement. Pour la variable D1, qui nous intéresse particulièrement, les effets sont presque identiques et égaux à 3,6 points pour les quatre variantes. Enfin, exceptant D2, les effets sont d'autant plus importants que la fenêtre temporelle est large.

5.4. Tests de robustesse

Pour valider la robustesse des résultats, nous souhaitons faire plusieurs vérifications supplémentaires en mobilisant des échantillons et des méthodes alternatives. Dans un premier temps, pour pouvoir comparer les résultats de cette étude aux résultats de l'analyse de Calavrezo *et al.* (2009) sur le chômage partiel et les licenciements économiques, nous nous concentrons sur un sous-échantillon d'établissements d'au moins cinquante salariés. Dans un deuxième temps, nous mettons en place une procédure de tirage de fichiers, dans lesquels uniquement les établissements qui ne recourent pas au chômage partiel sont tirés aléatoirement. Nous introduisons un nombre d'établissements qui ne bénéficient pas du dispositif égal à environ trois fois le nombre de bénéficiaires d'autorisations de chômage partiel et nous regardons comment les résultats changent. Dans un troisième temps, afin de tenir compte de l'hétérogénéité des comportements départementaux en termes d'autorisation de recours au chômage partiel, nous implémentons notre stratégie économétrique sur des sous-échantillons d'établissements. Enfin, nous mettons en place une méthodologie d'estimation différente pour contrôler l'endogénéité associée au recours au chômage partiel.

5.4.1. Test à partir du sous-échantillon d'établissements d'au moins cinquante salariés

Dans cette section, nous souhaitons vérifier si la démographie des grands établissements est identique □ suite au recours au chômage partiel □ à la démographie de l'ensemble des établissements. En outre, dans un travail antérieur (Calavrezo *et al.*, 2009-a), nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et les licenciements économiques pour les établissements d'au moins cinquante salariés. Nous trouvons que plus les établissements utilisent de manière intensive le chômage partiel, plus importants sont les licenciements économiques. Nous nous concentrons ici sur cette population d'établissements afin de pouvoir plus facilement comparer les résultats de ces deux études. Nous présentons les résultats dans le tableau 6 uniquement pour l'année 2002. Plusieurs changements s'imposent afin de mettre en place ce test.

En se concentrant sur les établissements d'au moins cinquante salariés, certains secteurs d'activité ne bénéficient pas d'autorisations de chômage partiel en 2002 : l'énergie, les activités financières, les activités immobilières et le secteur « éducation, santé, action sociale »¹⁷. Nous écartons ces secteurs de l'analyse. Pour cette nouvelle population, nous recalculons les quartiles pour les variables suivantes : les taux de variation de la valeur ajoutée en 2001 et 2002, les productivités apparentes du travail en 2001 et 2002, l'âge de

¹⁷ Dans ce secteur, il y a un seul établissement d'au moins cinquante salariés qui bénéficie d'autorisations de chômage partiel en 2002.

l'établissement, la part des femmes et les parts de salariés non qualifiés et très qualifiés. Nous travaillons avec les quartiles plutôt qu'avec les déciles, car l'échantillon des établissements ayant au moins 50 salariés est beaucoup plus petit (environ 20 000 établissements dont 500 sont concernés par les autorisations de chômage partiel).

Tableau 6 : Test pour les établissements d'au moins 50 salariés (2002)

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	-0,0054 (0,0047)	-0,0072 (0,0054)	-0,0079 (0,0048)	-0,0078 (0,0057)
D01	0,01073 (0,0128)	0,0107 (0,0136)	0,0020 (0,0130)	0,0039 (0,0136)
D012	0,0483 *** (0,0174)	0,0465 ** (0,0183)	0,0376 ** (0,0174)	0,0427 ** (0,0184)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0233 ** (0,0115)	0,0215 * (0,0119)	0,0179 (0,0119)	0,0156 (0,0121)
D12	0,0664 *** (0,0163)	0,0718 *** (0,0164)	0,0636 *** (0,0166)	0,0643 *** (0,0167)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0454 *** (0,0127)	0,0472 *** (0,0128)	0,0412 *** (0,0127)	0,0469 *** (0,0128)
<i>Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	-0,0089 (0,0053)	-0,0072 (0,0058)	-0,0101 (0,0060)	-0,0079 (0,0061)
D01	0,0089 (0,0129)	0,0179 (0,0129)	0,0081 (0,0134)	0,0138 (0,0130)
D012	0,0447 *** (0,0176)	0,0572 (0,0179)	0,0423 ** (0,0181)	0,0511 *** (0,0180)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0162 (0,0120)	0,0180 (0,0125)	0,0121 (0,0122)	0,0157 (0,0124)
D12	0,0575 *** (0,0167)	0,0628 *** (0,0172)	0,0544 *** (0,0173)	0,0626 *** (0,0175)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,03781 *** (0,0133)	0,0416 *** (0,0136)	0,0397 *** (0,0133)	0,0488 *** (0,0138)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine.

Le principal résultat de ce test de robustesse montre l'absence d'effet du recours au chômage partiel sur D1 mais, en revanche, montre la présence d'un effet positif et significatif sur D2

(la disparition de l'établissement en $t+2$). Si on utilise la deuxième spécification et l'estimateur avec remplacement où le plus proche voisin se trouve dans un rayon inférieur à 0,0001, l'effet du chômage partiel est beaucoup plus élevé pour le sous-échantillon d'établissements d'au moins cinquante salariés (voir les tableaux 5 et 6) : en moyenne, la disparition des établissements d'au moins cinquante salariés utilisant le chômage partiel est supérieure de 4,8 points (elle était de 1,7 point pour l'échantillon initial).

Pour les établissements d'au moins cinquante salariés, la relation entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements semble retardée. Derrière ce résultat se cachent deux aspects qui sont liés : un aspect économique (la démographie des établissements de grande taille n'est pas la même) et un aspect statistique (sur ce sous-échantillon, il y a moins de réalisations pour les variables de disparition). Les grandes entreprises ont plus de contraintes légales. Par exemple, toute entreprise d'au moins cinquante salariés est obligée de mettre en place un plan de sauvegarde de l'emploi si elle souhaite licencier au moins dix salariés sur une période de trente jours. De telles procédures sont probablement plus coûteuses en termes de temps lorsque la taille de l'établissement est importante. De plus, les entreprises de grande taille sont également concernées par la mise en place de plans de formation auprès des salariés, qui peuvent rallonger les délais entre l'utilisation du chômage partiel et leur disparition.

5.4.2. Tests sur des sous-échantillons tirés aléatoirement

À l'échelle nationale, l'usage du dispositif est très faible (en moyenne, moins de 1 % des établissements bénéficient d'autorisations de chômage partiel entre 1995 et 2005). C'est pourquoi, le recours au chômage partiel est fortement sous-représenté dans nos échantillons. Lors de la présentation des estimateurs, nous montrons que la méthodologie retenue tient compte du phénomène de « choice based sampling » (la sous-représentativité du chômage partiel).

À partir de nos échantillons initiaux, les scores de propension ont des valeurs concentrées autour de zéro et plus précisément, comprises entre 0 et 0,05 (du fait d'un grand nombre d'établissements qui ne bénéficient pas d'autorisations de chômage partiel). Ainsi, nous testons si, sur des échantillons beaucoup plus réduits, avec un nombre de zéros beaucoup plus faible (et où le recours au chômage partiel est surreprésenté), nous obtenons des résultats similaires. Évidemment, sur ce type d'échantillon, les scores de propension prennent des valeurs comprises entre 0 et 1. Le test est mis en place uniquement pour l'année 2002 sur la disparition de l'établissement un an plus tard (D1)¹⁸. Nous retenons également une seule méthode d'identification du contrefactuel, c'est-à-dire la méthode avec remplacement et avec distance maximale entre les scores de propension. Ce test de robustesse consiste : (i) à garder tous les établissements qui bénéficient d'autorisations de chômage partiel, (ii) parmi ceux qui n'en bénéficient pas, à tirer aléatoirement un nombre égal à environ trois fois le nombre d'établissements concernés par le chômage partiel et (iii) à répéter cette opération plusieurs fois pour obtenir une distribution d'estimateurs et vérifier s'ils ont des valeurs proches de celles obtenues à partir de l'échantillon initial.

Il y a deux aspects intéressants liés à ce nouveau test. D'une part, les coefficients estimés pour les variables de contrôle utilisées dans l'estimation de la probabilité du recours au chômage partiel sont extrêmement proches de ceux obtenus à partir de l'échantillon initial (la

¹⁸ Plus précisément, nous travaillons sur l'échantillon 2.

constante change uniquement). Pour cette raison, dans le cadre de ce test, les valeurs des scores de propension prennent tout le spectre des valeurs entre 0 et 1. D'autre part, étant donné le plus faible nombre de non traités, les résultats sont plus sensibles au choix du rayon. Lorsque nous imposons que le contrefactuel doit se trouver dans un rayon inférieur à 0,0001 (comme dans le cadre de la stratégie initiale), nous obtenons un effet très proche mais on exclut un nombre plus élevé d'établissements du support commun. En revanche, quand on prend des valeurs du rayon plus grandes que 0,0001, les estimations deviennent plus volatiles, même si l'effet est globalement positif et significatif¹⁹. Dans cette démarche, ce qui importe principalement est surtout de retrouver le même signe et la même significativité de l'effet (et pas la valeur de l'effet en elle-même). Dans la plupart des estimations, les résultats sont confirmés : il existe un effet positif et significatif du recours au chômage partiel en 2002 sur la disparition de l'établissement en 2003. L'effet moyen estimé du recours au chômage partiel sur les traités varie entre 2 et 4 points de pourcentage.

5.4.3. Tests sur des sous-échantillons construits à partir des départements français

La méthodologie d'appariement sur le score de propension « classique » nous permet de mesurer l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition des établissements. Pour que ces effets ne soient pas biaisés, le recours au chômage partiel conditionnellement aux caractéristiques observables retenues doit être indépendant de la disparition des établissements. Toutefois, il est probable que des caractéristiques inobservables agissent sur le recours au chômage partiel, ainsi que sur la disparition des établissements. Pour cette raison, même conditionnellement aux caractéristiques observables, il existe toujours un soupçon que l'utilisation du chômage partiel ne soit pas indépendante de la disparition d'établissements. Dans la section 4, nous expliquons qu'en tenant compte de la nature des phénomènes observés (chômage partiel et disparition d'établissements), il n'est pas possible de mettre en place des modèles qui contrôlent les caractéristiques inobservables comme par exemple, les modèles en doubles différences sur le score de propension ou également les modèles de régression à régimes endogènes²⁰. Dans cette section, ainsi que dans la section suivante, nous mettons en place des tests pour lever cette incertitude.

Le premier test (section 5.4.3) consiste à implémenter la stratégie économétrique initiale sur un sous-échantillon d'établissements appartenant à des départements où le chômage partiel est plus fortement autorisé et sur un sous-échantillon d'établissements appartenant à des départements où le chômage partiel est moins fortement autorisé. *A priori*, si, dans la stratégie économétrique, avec les caractéristiques observables choisies, nous n'avions pas rendu le recours au chômage partiel indépendant de la disparition des établissements, nous obtiendrions des effets différents pour les deux sous-échantillons. En revanche, si on trouvait des résultats significativement différents de zéro et positifs pour les deux sous-échantillons, ce serait un signe d'un bon contrôle du biais de sélection associé au recours au chômage partiel. Par conséquent, les effets estimés ne seraient pas biaisés. Le deuxième test (section 5.4.4) consiste à la mise en place d'une stratégie économétrique différente permettant de contrôler l'endogénéité du recours au chômage partiel. Si, avec cette méthode, nous obtenions les mêmes résultats, la robustesse de nos estimateurs serait confirmée.

¹⁹ Dans ce cas, on utilise plus d'observations, mais les contrefactuels sont plus éloignés.

²⁰ Ce type de modèle porte différents noms : *switching regression model with endogeneous switching*, *mover/stayer model*, *Roy model* ou *Tobit V*. Un premier traitement de l'hétérogénéité des sous-échantillons est due à Roy (1951).

Tableau 7 : Tests pour les établissements de la catégorie CP plus et CP moins (2002)

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Sous-échantillon CP plus / Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0359 *** (0,0069)	0,0359 *** (0,0070)	0,0355 *** (0,0070)	0,0353 *** (0,0071)
D12	0,0452 *** (0,0098)	0,0472 *** (0,0100)	0,0434 *** (0,0099)	0,0432 *** (0,0101)
<i>Sous-échantillon CP moins / Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0375 *** (0,0117)	0,0393 *** (0,0121)	0,0369 *** (0,012)	0,0378 *** (0,012)
D12	0,0473 *** (0,0151)	0,0446 *** (0,0155)	0,0452 *** (0,0152)	0,0414 *** (0,0156)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine.

L'employeur qui souhaite recourir au chômage partiel doit obligatoirement effectuer une demande préalable d'indemnisation auprès de la Direction départementale du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) avant la mise au chômage partiel des salariés. Dans ce travail, nous utilisons des informations relatives à ce qui a été autorisé par la DDTEFP. Dans une étude qualitative de 2006 commandée par la Dares, le cabinet d'études « Gestion et Motivation » analyse les moyens d'appréciation des difficultés économiques des entreprises par les DDTEFP ainsi que leur manière de traiter les dossiers. Ils mettent en évidence qu'au sein des départements, au-delà d'un cadre assez standard de traitement des demandes (analyse du carnet des commandes, visite dans l'entreprise, discussion avec les représentants du personnel, vérification des demandes antérieures de chômage partiel, etc.), il existe une démarche subjective, propre à chaque direction départementale pour prendre une décision. Nous pouvons ainsi imaginer que la manière dont les autorisations de chômage partiel sont accordées peut être différente au niveau départemental, au-delà, bien sûr, de la structure industrielle du département. Pour cette raison, nous souhaitons vérifier si les résultats changent si on se concentre sur des catégories différentes d'établissements construites en termes d'autorisation départementale du chômage partiel. Nous réalisons ce test uniquement pour l'année 2002 avec la deuxième spécification. Pour simplifier la présentation des résultats, nous décidons de présenter uniquement les effets moyens calculés sur l'échantillon 2, sur la variable de disparition un an plus tard (D1), ainsi que sur la variable de disparition de l'établissement un an ou deux ans plus tard (D12). Puisque, pour 2002, le chômage partiel n'a pas été autorisé en Corse et dans les Landes, nous écartons ces départements de l'analyse. Nous menons une démarche en deux étapes.

(i) Nous nous intéressons à la manière dont le chômage partiel est autorisé au niveau départemental. Dans un premier temps, nous classons les départements en deux catégories par rapport à la valeur médiane de la proportion d'établissements bénéficiant d'autorisations de

chômage partiel dans le département²¹ : les départements où le chômage partiel est autorisé plus intensément, c'est-à-dire dans des proportions supérieures à la valeur médiane (*catégorie CP plus*) et les départements où le chômage partiel est autorisé moins intensément, c'est-à-dire dans des proportions inférieures ou égales à la valeur médiane (*catégorie CP moins*).

Pour l'année 2002, dans la *catégorie CP plus*, nous retrouvons les départements suivants (par ordre alphabétique) : Ain, Aisne, Allier, Alpes-de-Haute-Provence, Ardèche, Ardennes, Ariège, Aube, Calvados, Charente, Cher, Creuse, Doubs, Drôme, Eure, Eure-et-Loir, Gard, Hérault, Indre, Indre-et-Loire, Isère, Jura, Loire, Haute-Loire, Loiret, Maine-et-Loire, Haute-Marne, Mayenne, Meuse, Nièvre, Nord, Orne, Pas-de-Calais, Puy-de-Dôme, Haute-Saône, Saône-et-Loire, Sarthe, Haute-Savoie, Seine-et-Marne, Somme, Tarn, Vendée, Vienne, Haute-Vienne, Vosges et Territoire de Belfort. Dans la *catégorie CP moins*, il reste donc le complément des départements. Pour chaque catégorie de départements (*catégorie CP plus* et *catégorie CP moins*), nous mettons en place la stratégie économétrique avec les mêmes variables de contrôle décrites dans la section 4. Les résultats pour les établissements appartenant aux catégories *CP plus* et *CP moins* sont présentés dans le tableau 7.

Pour la variable qui nous intéresse particulièrement (D1), nous retrouvons dans les deux cas, un effet positif et significatif du recours au chômage partiel sur la disparition de l'établissement l'année suivante. Sur le sous-échantillon d'établissements avec un recours plus intensif au chômage partiel (*CP plus*), l'effet moyen est de 3,5 points. Sur le sous-échantillon *CP moins*, cet effet moyen est légèrement plus fort : en fonction de l'estimateur retenu, il prend des valeurs entre 3,6 et 3,9 points. Quelles conclusions pouvons-nous tirer de ce test ? Même en travaillant sur des sous-échantillons d'établissements qui se trouvent dans des départements ayant des comportements différents en termes d'autorisation de chômage partiel, les résultats se maintiennent. Ainsi, d'une certaine manière, ce test représente une vérification du fait qu'on a bien contrôlé le biais de sélection associé aux autorisations de chômage partiel.

(ii) Dans un deuxième temps, nous construisons deux autres catégories d'établissements par rapport à l'intensité avec laquelle les autorisations de chômage partiel sont accordées au niveau des départements français entre 2000 et 2005. Nous construisons une nouvelle variable *CP_plus* qui est égale à 1 si, pour chaque année de la période 2000-2005, le département autorise le chômage partiel dans des proportions plus importantes que la part médiane d'autorisation (*catégorie CP plus 2000-2005*) et la variable antagonique *CP_moins* qui est égale à 1 si, pour chaque année de la période 2000-2005, le département autorise le chômage partiel dans des proportions moins importantes que la part médiane d'autorisation²². Dans la *catégorie CP plus 2000-2005*, nous retrouvons les vingt-six départements suivants : Ain, Allier, Ardennes, Ariège, Aube, Cher, Creuse, Doubs, Eure, Indre, Indre-et-Loire, Jura, Loire, Haute-Loire, Haute-Marne, Nièvre, Orne, Pas-de-Calais, Puy-de-Dôme, Haute-Saône, Saône-et-Loire, Sarthe, Somme, Tarn, Vendée et Haute-Vienne. Quant à la *catégorie CP moins 2000-2005*, nous retrouvons les vingt-et-un départements suivants : Alpes-Maritimes, Côte-d'Or, Côtes d'Armor, Gironde, Ile-et-Vilaine, Moselle, Pyrénées-Atlantiques, Hautes-Pyrénées, Pyrénées-Orientales, Haut-Rhin, Rhône, Savoie, Paris, Yvelines, Var, Vosges, Essonne, Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis, Val-de-Marne et Val-d'Oise. Nous introduisons les mêmes

²¹ La construction de cette proportion est réalisée par rapport aux établissements qui se trouvent dans nos échantillons annuels finaux et non par rapport à ce qui se passe de manière exhaustive au niveau de l'économie française.

²² La construction de ces deux variables est réalisée par rapport aux établissements qui se trouvent dans nos échantillons annuels finaux et non par rapport à ce qui se passe de manière exhaustive au niveau de l'économie française.

variables de contrôle par rapport au cas précédent²³. Les résultats pour les établissements appartenant aux catégories *CP plus 2000-2005* et *CP moins 2000-2005* sont présentés dans le tableau 8.

Tableau 8 : Tests pour les établissements des départements *CP plus 2000-2005* et *CP moins 2000-2005* (2002)

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Sous-échantillon CP plus 2000-2005 / Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0312 *** (0,0010)	0,0344 *** (0,0098)	0,0325 *** (0,0097)	0,0322 *** (0,0098)
D12	0,0430 *** (0,0134)	0,0445 *** (0,0137)	0,0475 *** (0,0137)	0,0488 *** (0,0139)
<i>Sous-échantillon CP moins 2000-2005 / Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0454 *** (0,0164)	0,0472 *** (0,0171)	0,0383 ** (0,0166)	0,0383 ** (0,0166)
D12	0,0544 ** (0,0216)	0,0454 ** (0,0226)	0,0479 ** (0,0222)	0,0479 ** (0,0222)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine.

Nous retrouvons les mêmes résultats que dans le test de robustesse précédent : il y a toujours des effets positifs et significatifs qui sont un peu plus importants pour le sous-échantillon d'établissements *CP moins 2000-2005* (entre 3,1 et 3,4 points pour les établissements du sous-échantillon *CP plus 2000-2005* et entre 3,8 et 4,7 points pour l'autre catégorie d'établissements). Ce nouveau test confirme une fois de plus un bon contrôle du biais de sélection associé au recours au chômage partiel.

5.4.4. Une stratégie économétrique alternative : une modélisation de type probit bivarié

Dans le cadre de ce dernier test de robustesse, nous appréhendons de manière différente le lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements. Nous mettons en place une estimation de type probit bivarié afin de contrôler différemment « l'endogénéité » du recours au chômage partiel. Nous présentons un seul exemple d'estimation pour l'année 2002 : l'effet du recours au chômage partiel sur la disparition de l'établissement une année plus tard (la variable D1). Du deuxième échantillon, nous écartons les établissements des départements de Corse et des Landes²⁴.

²³ Toutefois, comme nous travaillons avec moins de départements que dans le test précédent, dans les régressions, certaines régions (parmi les huit régions agrégées) sont écartées de l'analyse.

²⁴ Pour ces départements, pour 2002, aucun établissement n'a bénéficié d'autorisation de chômage partiel.

Dans le cadre de notre stratégie économétrique initiale, nous contrôlons le biais de sélection associé au recours au chômage partiel avec des modèles non-paramétriques d'appariement sur le score de propension. En économétrie, ce type de sélection peut être considéré comme une forme d'endogénéité. L'endogénéité au sens large peut être maîtrisée avec d'autres techniques que celle utilisée précédemment. Pour vérifier si nos résultats sont sensibles à la manière dont on appréhende « l'endogénéité » du recours au chômage partiel, nous mettons en place un modèle de type probit bivarié (car le recours au chômage partiel ainsi que la disparition des établissements un an plus tard sont mesurés avec des variables binaires). Si dans un modèle de type Probit ou Logit expliquant la probabilité de disparition de l'établissement un an plus tard, nous introduisons directement l'indicatrice du recours au chômage partiel, cela conduira à des résultats biaisés car la décision de recourir à ce dispositif n'est pas aléatoire : il y a un biais d'endogénéité associé à l'usage du chômage partiel. Cette méthode permet d'estimer simultanément la probabilité du recours au chômage partiel et la probabilité de disparition de l'établissement un an plus tard. L'estimation se fait par maximum de vraisemblance.

Soient CP la variable observée du recours au chômage partiel et DI la variable observée de la disparition de l'établissement une année plus tard. Les deux variables se définissent de la manière suivante :

$$\begin{cases} CP = 1 \text{ si } CP^* > 0 \\ CP = 0 \text{ sinon} \end{cases} \quad \begin{cases} DI = 1 \text{ si } DI^* > 0 \\ DI = 0 \text{ sinon} \end{cases} \quad (3)$$

CP^* et DI^* sont des variables latentes. Le modèle probit bivarié peut s'écrire de la manière suivante :

$$\begin{cases} CP_i^* = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \gamma Z_i + \varepsilon_{1i} \\ DI_i^* = \alpha_2 + \beta_2 X_i + \delta CP_i + \varepsilon_{2i} \end{cases} \quad (4)$$

Les indices 1 sont introduits afin de faire référence à l'équation du recours au chômage partiel et les indices 2 sont utilisés pour faire référence à l'équation de disparition de l'établissement en 2003. La matrice X contient les variables : taille, secteur d'activité, localisation géographique, âge, taux de variation de la valeurs ajoutée, productivité apparente du travail, part des femmes, des salariés non qualifiés et des salariés très qualifiés. La variable Z est une indicatrice qui indique si l'établissement est localisé dans un département pour lequel, en 2002, il y a eu un comportement plus intense en termes d'attribution des autorisations de chômage partiel (supérieur à la médiane). Cette variable représente notre variable instrumentale, qui garantit l'identification du modèle (Maddala, 1983). Dans les modèles de type probit bivarié, nous avons besoin d'au moins une variable supplémentaire dans l'équation du recours au chômage partiel qui doit expliquer cette probabilité mais qui en revanche, ne doit pas être corrélée avec le terme d'erreur de l'équation de la disparition de l'établissement en 2003. Les termes d'erreur des deux équations (ε_1 et ε_2) suivent une loi normale bivariée de moyenne 0, avec une matrice de variance-covariance qui s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \Sigma), \text{ avec } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

Dans une estimation probit bivarié, le terme de corrélation ρ est également estimé. Quand ρ est significativement différent de zéro, cela signifie qu'il y a une relation entre les termes d'erreur des deux équations et donc que la variable de recours au chômage partiel est endogène. Dans ce cas, le choix du modèle probit bivarié se confirme.

Tableau 9 : Modélisation probit bivarié - équation de la disparition de l'établissement en 2003

Variable	Estimation	Écart-type
<i>Recours au chômage partiel</i>	0,5188 ***	0,1534
<i>Société commerciale</i>	-0,3297 ***	0,0064
<i>Restructuration en 2002</i>	-0,0276	0,0333
<i>Restructuration en 2001</i>	0,0520 **	0,0247
<i>Taille</i>		
Moins 20 salariés		Réf.
20-49 salariés	-0,0980 ***	0,0123
50-499 salariés	-0,2329 ***	0,0195
500 salariés et plus	-0,4334 ***	0,1254
<i>Âge de l'établissement</i>		
4 ^{ème} quartile	-0,0874 ***	0,0064
<i>Localisation géographique</i>		
Île-de-France		Réf.
Centre Nord	-0,0836 ***	0,0091
Nord-Pas-de-Calais	-0,0379 ***	0,0130
Est	-0,1143 ***	0,0113
Nord Ouest Atlantique	-0,0958 ***	0,0098
Sud Ouest	-0,1340 ***	0,0104
Centre Sud	-0,0652 ***	0,0097
Midi Méditerranéen	-0,0584 ***	0,0098
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002</i>		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,2133 ***	0,0109
3 ^{ème} décile	-0,2766 ***	0,0113
4 ^{ème} décile	-0,1370 ***	0,0102
5 ^{ème} décile	-0,3906 ***	0,0131
6 ^{ème} décile	-0,4226 ***	0,0121
7 ^{ème} décile	-0,4242 ***	0,0121
8 ^{ème} décile	-0,4397 ***	0,0121
9 ^{ème} décile	-0,4511 ***	0,0120
10 ^{ème} décile	-0,4462 ***	0,0119
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001</i>		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,0735 ***	0,0115
3 ^{ème} décile	-0,1258 ***	0,0119
4 ^{ème} décile	-0,0818 ***	0,0116
5 ^{ème} décile	-0,1566 ***	0,0122
6 ^{ème} décile	-0,1974 ***	0,0124

7 ^{ème} décile	-0,1842 ***	0,0124
8 ^{ème} décile	-0,1866 ***	0,0123
9 ^{ème} décile	-0,1591 ***	0,0120
10 ^{ème} décile	-0,0486 ***	0,0114
Productivité apparente du travail en 2001		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,1071 ***	0,0109
3 ^{ème} décile	-0,1707 ***	0,0113
4 ^{ème} décile	-0,2175 ***	0,0115
5 ^{ème} décile	-0,2473 ***	0,0118
6 ^{ème} décile	-0,2762 ***	0,0120
7 ^{ème} décile	-0,3067 ***	0,0120
8 ^{ème} décile	-0,3465 ***	0,0122
9 ^{ème} décile	-0,3768 ***	0,0124
10 ^{ème} décile	-0,4251 ***	0,0129
Part des femmes en 2002		
1 ^{er} quartile		Réf.
2 ^{ème} quartile	-0,1162 ***	0,0082
3 ^{ème} quartile	-0,1074 ***	0,0086
4 ^{ème} quartile	-0,0620 ***	0,0086
Secteur d'activité		
Industries agricoles et alimentaires	0,3631 ***	0,0183
Industrie des biens de consommation	0,2977 ***	0,0210
Industrie automobile	0,1623 **	0,0702
Industrie des biens d'équipement	0,2411 ***	0,0226
Industrie des biens intermédiaires	0,2325 ***	0,0205
Énergie	-0,1450	0,1226
Construction	0,1794 ***	0,0169
Commerce	0,2491 ***	0,0152
Transports	0,3146 ***	0,0204
Activités financières	0,1176 ***	0,0283
Activités immobilières	0,1718 ***	0,0250
Services aux entreprises	0,2557 ***	0,0166
Services aux particuliers	0,3009 ***	0,0158
Éducation, santé, action sociale		Réf.
Part des salariés non qualifiés en 2002		
1 ^{er} quartile	0,0019	0,0066
Part des salariés très qualifiés en 2002		
4 ^{ème} quartile	0,0523 ***	0,0073
Constante	-0,8657 ***	0,0215
Nombre d'observations		644 275
Rho	-0,0100 *	0,0582

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine.

Le tableau 9 décrit les résultats de l'équation de disparition de l'établissement en 2003. Les résultats de l'équation du recours au chômage partiel en 2002 sur l'échantillon 2 ne sont pas

rapportés dans le corps de texte, car ils sont très semblables au tableau sur les déterminants de l'usage du chômage partiel (cf. tableau 3). Ils sont toutefois rapportés dans l'annexe 8. Dans le tableau 9, nous présentons le coefficient ρ ainsi que sa significativité. Même si sa significativité est faible (à 10 %), nous concluons que ρ est significativement différent de zéro. Cela signifie que les termes d'erreur des deux équations sont corrélés (et plus précisément, négativement corrélés) et que le recours au chômage partiel est bien endogène. La modélisation de type probit bivarié s'appuie sur la pertinence du choix de l'instrument. L'indicatrice d'appartenance à un département qui utilise intensivement le chômage partiel apparaît être un bon instrument, d'autant plus qu'il est difficile de trouver une telle variable tenant compte du fait que le recours au chômage partiel et la disparition des établissements sont deux phénomènes synonymes à des situations économiques fortement dégradées. En outre, les variables régionales sont souvent utilisées comme instruments pour contrôler l'endogénéité dans des équations individuelles (Wooldridge, 2002 ; Morris, 2007). Nous observons que le fait d'être localisé dans un département qui est caractérisé par un niveau supérieur à la médiane en termes d'autorisations de chômage partiel, augmente la probabilité de recours au dispositif (cf. annexe 8). D'ailleurs, dans la section 5.4.3, nous montrons que les établissements utilisent plus ou moins le chômage partiel en fonction de leur localisation géographique. Dans le probit bivarié, il n'existe pas de test permettant de vérifier que l'instrument n'est pas corrélé au terme d'erreur de l'équation principale de disparition d'établissements (Wooldridge, 2002). Mais, pour mettre en avant la qualité de l'instrument, nous montrons également que faire partie d'un de ces deux groupes d'établissements (*catégorie CP plus* et *catégorie CP moins*) affecte de la même manière la disparition des établissements (cf. section 5.4.3).

Dans le tableau 9, nous présentons uniquement le coefficient de la variable *CP*. Avec cette méthode alternative, les résultats précédents sont confirmés : nous retrouvons le même effet significatif et fortement positif de l'utilisation du chômage partiel sur la disparition des établissements. En revanche, la valeur de l'estimateur ne peut pas être directement comparée aux effets moyens du recours au chômage partiel sur les traités. Ce qui importe pour ce nouveau test de robustesse est que les estimations vont dans le même sens. Ainsi, en contrôlant les différents biais liés au recours au chômage partiel (biais de sélection, biais d'endogénéité) dans différents modèles, nous retrouvons les mêmes résultats. Cela renforce la robustesse de nos résultats initiaux et montre qu'on contrôle d'une manière satisfaisante la sélection.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous analysons le lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements sur la période 2000-2005. Le recours au chômage partiel n'est pas distribué de manière aléatoire parmi les établissements. De plus, une situation économique particulièrement dégradée joue un rôle crucial sur la décision de recourir au chômage partiel et également sur la disparition des établissements. Nous proposons une méthode d'appariement sur le score de propension qui tient compte notamment d'un nombre d'indicateurs importants de santé économique (taux de variation de la valeur ajoutée et productivité apparente du travail). Nous considérons que conditionnellement aux caractéristiques d'établissements et d'entreprise retenues (choisies à partir de la littérature économique), le recours au chômage partiel est indépendant de la disparition des établissements. Ainsi, les effets moyens du fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel sur les indicateurs de disparition des établissements (ATT) ne sont *a priori* pas biaisés.

Notre principal résultat montre que, sur les échantillons initiaux, le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel l'année courante impacte de manière positive et significative la probabilité pour un établissement de disparaître l'année d'après. Nous mettons également en évidence l'absence d'une relation simultanée entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements (du fait des délais d'enregistrement). Nos résultats dégagent également un effet moins net de l'usage du chômage partiel sur la disparition de l'établissement deux ans plus tard. Comme la temporalité de la relation étudiée n'est pas de toute évidence, nous introduisons des indicatrices de disparition « croisées » sur des fenêtres temporelles de longueurs différentes pour nous renseigner davantage.

Plusieurs tests de robustesse ont été mis en place. En nous concentrant sur les grands établissements (d'au moins cinquante salariés), nous retrouvons un décalage dans le temps du lien entre le recours au chômage partiel et la disparition des établissements : les grands établissements ont une démographie différente. Comme des caractéristiques inobservables peuvent jouer sur le recours au chômage partiel et sur la disparition des établissements, même en contrôlant avec des variables observables riches, cela ne rend peut-être pas compte que le fait de bénéficier d'autorisations de chômage partiel soit indépendant de la disparition des établissements. Il peut y avoir toujours un doute sur le fait que les établissements qui utilisent le chômage partiel sont ceux qui ont intrinsèquement moins de chances de survivre. Des tests de robustesse sont ainsi réalisés sur des sous-échantillons d'établissements et avec une méthodologie alternative pour faire preuve d'un bon contrôle du biais de sélection. Dans un premier temps, on se concentre sur des sous-échantillons d'établissements avec des comportements opposés au niveau départemental d'autorisations de chômage partiel. Le fait qu'on trouve les mêmes effets confirme un bon contrôle de la sélection. Dans un second temps, en prenant comme instrument ce comportement différent de chômage partiel au niveau départemental, nous avons montré, à l'aide d'un probit bivarié, qu'en contrôlant l'endogénéité du recours au chômage partiel, nous retrouvons un résultat positif et significatif robuste de l'effet du recours au chômage partiel l'année courante sur la disparition de l'établissement un an plus tard. Malgré tout, il est difficile de savoir si les établissements qui n'ont pas eu recours au chômage partiel auraient tout de même disparu.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABADIE A., IMBENS G.W., 2006, « On the failure of bootstrap for matching estimators » *NBER Technical Working Papers*, n° 0325, June.
- ABOWD J.M., ALLAIN L., 1997, « The Washington State Short-Time Compensation Program and its Implication for European Work Share Programs » *Working paper*.
- ABRAHAM K.G., HOUSEMAN S.N., 1994, « Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium » in R. Blank, ed. *Social Protection vs. Economic Flexibility: Is there a Trade-Off?*, Chicago, University of Chicago Press.
- AGARWAL R., GORT M., 1999, « The Determinants of Firm Survival » April, *mimeo*.
- BALDWIN J. R., GORECKI P. K., 1991, « Firm Entry and Exit in the Canadian Manufacturing Sector, 1970-1982 » *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, vol. 24(2), pp. 300-323, May.
- BATTISTIN E., GAVOSTO A. et RETTORE E., 2001, « Why do subsidized firms survive longer ? An evaluation of a program promoting youth entrepreneurship in Italy » in Lechner M. And F. Pfeiffer eds., *Econometric Evaluation of Labor Market Policies*, Physica-èVerlag.

- BERAUD M., LEFEVRE G. et SIDHOUM N., 1994, *Le recours des entreprises au chômage partiel*, La Documentation française, 187 p.
- BLYTON P., 1985, *Changes in Working Time : An International Review*, London, Croom Helm.
- BRODATY T., CREPON B., FOUGERE D., 2007, « Les méthodes micro-économétriques et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et prévision*, vol. 1, n° 177, pp. 93-118.
- BUNEL M., DUHAUTOIS R., GONZALEZ L., 2009, « Types de fusions-acquisitions et évolution de l'emploi des entreprises restructurées : illustration à partir de données françaises d'entreprises (2000-2004) », *Travail et Emploi*, n° 117.
- BURDETT K. et WRIGHT R., 1989, « Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages » *The Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 6 (Dec.), pp. 1479-1496.
- CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009-a, « The Short-Time Compensation Program in France: an Efficient Measure against Redundancies? », *Document de travail du CEE*, n° 114.
- CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2009-b, « L'effet de l'ARTT sur le chômage partiel : une analyse empirique entre 1995 et 2005 », *Revue économique*, vol. 60, n° 6, pp. 1393-1420.
- CALAVREZO O., DUHAUTOIS R. et WALKOWIAK E., 2008, « Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005 », *Document d'études de la Dares*, n° 135.
- CALIENDO M., KOPEINIG S., 2005, « Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching » *IZA Discussion paper*, n° 1588, May.
- CAVES R.E., 1998, « Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms » *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVI, December, pp. 1974-1982.
- CREPON B., DUGUET E., 2003, « Bank loans, start-up subsidies and the survival of the new firms: an econometric analysis at the entrepreneur level » May, *Mimeo*.
- DARES, 2006, *Analyse qualitative sur les moyens d'appréciation des difficultés économiques des entreprises par les DDTEFP*, Rapport réalisé par le cabinet d'études qualitatives et quantitatives « Gestion et Motivation ».
- DUNNE T., ROBERTS M., SAMUELSON L., 1989, « The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants » *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, pp. 671-698.
- GEROSKI P., 1995, « What do we know about entry? » *International Journal of Industrial Organization*, vol. 13, n° 4.
- GRAY M., 1998, « When Might a Distressed Firm Share Work? Evidence from the Short-Time Compensation Programme in France » *British Journal of Industrial relations*, no. 36:1, March, pp. 43-72.
- GU Q., KAROLY L.A. et ZISSIMOPOULOS J., 2008, « Small Business Assistance Programs in the United States », *RAND Institute Working Paper*, n° 603, September.
- HECKMAN J., ICHIMURA H. et TODD P., 1998, « Matching as an econometric evaluation estimator » *Review of Economic Studies*, 65(2):261-294.
- HECKMAN J., SMITH J., 1995, « Assessing the Case for Social Experiments » *Journal of Economic Perspective*, 9, 85-110.
- HECKMAN J., SMITH J. et LALONDE R., 1999, « The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs » in *Handbook of Labour Economics* vol. III A, O. Ashenfelter and D. Card (eds.) North Holland, Amsterdam, pp. 1865-2097.
- LEUVEN E. et SIANESI B., 2003, « PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing » <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- MADDALA G.S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- MORRIS S., 2007, « The impact of obesity on employment » *Labour Economics*, n° 14, pp. 413-433.

- NEEDELS K., NICHOLSON W., KERACHSKY, S., WALSH, S., LONDON, R., MCCANNE, D., 1997, □Evaluation of the Short-Time Compensation Programs. Final report□ U.S. Department of Labor, Mathematica Policy Research and Berkeley Planning Associates.
- PFEIFFER F., REIZE F., 2000, □Business start-ups by the unemployed: an econometric analysis based on firm data□ *Labour Economics*, 7, 629-663.
- RUBIN D., 1974, □Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies□ *Journal of Educational Psychology*, 66:688-701.
- RUBIN D. et ROSENBAUM P.R., 1983, □The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects□ *Biometrika*, 70 (1), pp. 41-55.
- ROSENBAUM P.R., RUBIN D., 1985, □Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score□ *The American Statistician*, 39(1), 33-38.
- ROY A., 1951, □Some Thoughts on the Distribution of Earnings□ *Oxford Economic Paper*, 3 : 135-146.
- SMITH J., TODD P., 2005, □Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?□ *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
- SMITH H., 1997, □Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effects in Observational Studies□ *Sociological Methodology*, n°27, pp. 325-353.
- VAN AUDENRODE M.A., 1994, □Short-Time Compensation, Job Security, and Employment Contracts: Evidence from Selected OECD Countries□ *The Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 1. (Feb.), pp. 76-102.
- WOOLDRIDGE J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- WRIGHT R., 1991, □The labour market implications of unemployment insurance and short-term compensation□ *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, issue Sum, pp. 1-19.

Annexe 1 :
**Distribution des caractéristiques en fonction du recours
au chômage partiel (année 2002 □ échantillon 1)**

Variable	CP=0 (%)	CP=1 (%)
<i>Taille</i>		
Moins 20 salariés	88,99	67,64
20-49 salariés	7,34	16,99
50-499 salariés	3,56	14,77
500 salariés et plus	0,11	0,60
<i>Âge de l'établissement</i>		
1 ^{er} quartile	27,88	21,05
2 ^{ème} quartile	22,15	19,74
3 ^{ème} quartile	23,67	24,43
4 ^{ème} quartile	26,30	34,78
<i>Société commerciale</i>	68,42	82,51
<i>Localisation géographique</i>		
Île-de-France	18,32	7,25
Centre Nord	16,77	21,69
Nord-Pas-de-Calais	5,25	7,05
Est	8,57	9,36
Nord Ouest Atlantique	13,16	11,03
Sud Ouest	11,97	8,81
Centre Sud	13,27	21,11
Midi Méditerranéen	12,69	13,70
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002</i>		
1 ^{er} décile	9,90	28,14
2 ^{ème} décile	9,95	17,81
3 ^{ème} décile	10,00	10,90
4 ^{ème} décile	12,34	10,90
5 ^{ème} décile	7,69	6,64
6 ^{ème} décile	10,01	5,33
7 ^{ème} décile	10,03	4,97
8 ^{ème} décile	10,03	4,83
9 ^{ème} décile	10,03	4,53
10 ^{ème} décile	10,02	5,96
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001</i>		
1 ^{er} décile	9,97	15,23
2 ^{ème} décile	9,98	13,26
3 ^{ème} décile	9,99	11,12
4 ^{ème} décile	10,00	9,61
5 ^{ème} décile	10,00	8,65
6 ^{ème} décile	10,01	8,84
7 ^{ème} décile	9,98	8,67
8 ^{ème} décile	10,04	7,93
9 ^{ème} décile	10,01	9,11
10 ^{ème} décile	10,01	7,58

<i>Productivité apparente du travail en 2001</i>		
1 ^{er} décile	9,99	11,58
2 ^{ème} décile	9,99	10,90
3 ^{ème} décile	9,99	13,23
4 ^{ème} décile	10,16	13,45
5 ^{ème} décile	9,81	12,38
6 ^{ème} décile	9,89	10,79
7 ^{ème} décile	10,11	9,77
8 ^{ème} décile	10,01	8,02
9 ^{ème} décile	10,01	6,18
10 ^{ème} décile	10,04	3,71
<i>Part de femmes en 2002</i>		
1 ^{er} quartile	25,01	23,55
2 ^{ème} quartile	25,02	35,68
3 ^{ème} quartile	25,01	24,95
4 ^{ème} quartile	24,96	15,81
<i>Part de salariés non qualifiés en 2002</i>		
1 ^{er} quartile	37,77	27,64
2 ^{ème} quartile	12,24	21,19
3 ^{ème} quartile	24,95	34,56
4 ^{ème} quartile	25,05	16,61
<i>Part de salariés très qualifiés en 2002</i>		
1 ^{er} quartile	42,27	26,19
2 ^{ème} quartile	7,78	15,23
3 ^{ème} quartile	24,90	42,63
4 ^{ème} quartile	25,05	15,95
<i>Secteur d'activité</i>		
Industries agricoles et alimentaires	4,74	3,24
Industrie des biens de consommation	3,00	10,49
Industrie automobile	0,20	0,91
Industrie des biens d'équipement	2,83	9,28
Industrie des biens intermédiaires	4,81	33,43
Énergie	0,15	0,08
Construction	14,08	10,38
Commerce	31,45	9,58
Transports	3,73	4,58
Activités financières	1,64	0,11
Activités immobilières	2,07	0,27
Services aux entreprises	10,28	5,60
Services aux particuliers	15,48	8,81
Éducation, santé, action sociale	5,53	3,24
<i>Restructuration en 2002</i>	1,05	0,55
<i>Restructuration en 2001</i>	1,45	1,70
Nombre d'observations	655 150	3 643

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf agriculture et administration).

Annexe 2 :

Test de différences standardisées (année 2002, échantillon 1 et spécification 2)

Variable	Situation	Moyenne		%réduction biais	t-test	
		Traités	Non traités		t	p> t
Taille						
20-49	Sans appariement	0,16991	0,07338		22,22	0,000
	Avec appariement	0,16769	0,15737	89,3	1,18	0,236
50-499	Sans appariement	0,14768	0,03559		36,15	0,000
	Avec appariement	0,13923	0,13393	95,3	0,65	0,513
500 ET +	Sans appariement	0,00604	0,00114		8,62	0,000
	Avec appariement	0,00586	0,00335	48,7	1,57	0,116
SOCCOM	Sans appariement	0,82514	0,68416		18,27	0,000
	Avec appariement	0,82227	0,82227	100,0	0,00	1,000
RESTRUCTt	Sans appariement	0,00549	0,01052		-2,97	0,003
	Avec appariement	0,00558	0,00586	94,4	-0,16	0,876
RESTRUCTt-1	Sans appariement	0,01702	0,01451		1,26	0,207
	Avec appariement	0,01674	0,02121	-77,9	-1,39	0,166
QUARTILE_AGE4	Sans appariement	0,34779	0,26296		11,59	0,000
	Avec appariement	0,34431	0,33147	84,9	1,15	0,251
Région						
REG2	Sans appariement	0,21685	0,16770		7,91	0,000
	Avec appariement	0,21456	0,21289	96,6	0,17	0,863
REG3	Sans appariement	0,07055	0,05254		4,85	0,000
	Avec appariement	0,07031	0,06473	69,0	0,94	0,347
REG4	Sans appariement	0,09360	0,08566		1,71	0,088
	Avec appariement	0,09431	0,09096	57,9	0,49	0,625
REG5	Sans appariement	0,11035	0,13155		-3,78	0,000
	Avec appariement	0,11105	0,10798	85,5	0,42	0,677
REG6	Sans appariement	0,08811	0,11972		-5,86	0,000
	Avec appariement	0,08929	0,08789	95,6	0,21	0,835
REG7	Sans appariement	0,21109	0,13274		13,88	0,000
	Avec appariement	0,20787	0,21038	96,8	-0,26	0,794
REG8	Sans appariement	0,13698	0,12689		1,82	0,068
	Avec appariement	0,13895	0,15067	-16,3	-1,41	0,159
Taux Var_VA t						
DECILE2	Sans appariement	0,17815	0,09952		15,78	0,000
	Avec appariement	0,17969	0,17941	99,6	0,03	0,975
DECILE3	Sans appariement	0,10898	0,1		1,80	0,072
	Avec appariement	0,11077	0,1144	59,6	-0,49	0,627
DECILE4	Sans appariement	0,10898	0,12336		-2,63	0,008
	Avec appariement	0,11049	0,10938	92,2	0,15	0,880
DECILE5	Sans appariement	0,06643	0,07688		-2,36	0,018
	Avec appariement	0,06752	0,06334	60,0	0,72	0,474
DECILE6	Sans appariement	0,05325	0,10014		-9,41	0,000
	Avec appariement	0,05413	0,05078	92,9	0,64	0,525
DECILE7	Sans appariement	0,04968	0,10029		-10,15	0,000
	Avec appariement	0,05050	0,05246	96,1	-0,37	0,708

DECILE8	Sans appariement	0,04831	0,10031		-10,43	0,000
	Avec appariement	0,04911	0,05329	92,0	-0,80	0,422
DECILE9	Sans appariement	0,04529	0,10028		-11,03	0,000
	Avec appariement	0,04604	0,04799	96,4	-0,39	0,696
DECILE10	Sans appariement	0,05957	0,10022		-8,16	0,000
	Avec appariement	0,06055	0,05776	93,1	0,50	0,617
Taux Var_Va t-1						
DECILE2	Sans appariement	0,13258	0,09982		6,57	0,000
	Avec appariement	0,13253	0,14593	59,1	-1,64	0,102
DECILE3	Sans appariement	0,11117	0,09995		2,25	0,024
	Avec appariement	0,11077	0,11161	92,5	-0,11	0,910
DECILE4	Sans appariement	0,09607	0,10005		-0,80	0,425
	Avec appariement	0,09682	0,09319	8,7	0,52	0,601
DECILE5	Sans appariement	0,08647	0,10004		-2,72	0,006
	Avec appariement	0,08705	0,0784	36,3	1,33	0,184
DECILE6	Sans appariement	0,08839	0,10006		-2,34	0,019
	Avec appariement	0,08956	0,09319	68,9	-0,53	0,594
DECILE7	Sans appariement	0,08674	0,09981		-2,63	0,009
	Avec appariement	0,08622	0,08231	70,1	0,60	0,552
DECILE8	Sans appariement	0,07933	0,10038		-4,22	0,000
	Avec appariement	0,08064	0,08092	98,7	-0,04	0,965
DECILE9	Sans appariement	0,09113	0,10012		-1,80	0,071
	Avec appariement	0,09208	0,09905	22,4	-1,00	0,315
DECILE10	Sans appariement	0,07576	0,10006		-4,88	0,000
	Avec appariement	0,07645	0,07478	93,1	0,27	0,789
PAT t-1						
DECILE2	Sans appariement	0,10898	0,09994		1,81	0,070
	Avec appariement	0,10854	0,11328	47,5	-0,64	0,523
DECILE3	Sans appariement	0,13231	0,09989		6,50	0,000
	Avec appariement	0,13030	0,13309	91,4	-0,35	0,727
DECILE4	Sans appariement	0,13450	0,10158		6,55	0,000
	Avec appariement	0,13421	0,12444	70,3	1,23	0,218
DECILE5	Sans appariement	0,12380	0,09808		5,20	0,000
	Avec appariement	0,12388	0,12137	90,2	0,32	0,746
DECILE6	Sans appariement	0,10788	0,09891		1,81	0,071
	Avec appariement	0,10854	0,11691	6,7	-1,12	0,263
DECILE7	Sans appariement	0,09772	0,10106		-0,67	0,505
	Avec appariement	0,09794	0,10435	-92,4	-0,90	0,368
DECILE8	Sans appariement	0,08015	0,10011		-4,00	0,000
	Avec appariement	0,08119	0,08147	98,6	-0,04	0,966
DECILE9	Sans appariement	0,06176	0,10015		-7,70	0,000
	Avec appariement	0,06250	0,0639	96,4	-0,24	0,808
DECILE10	Sans appariement	0,03706	0,10041		-12,71	0,000
	Avec appariement	0,03767	0,03627	97,8	0,31	0,754
Part femmes t						
QUARTILE2	Sans appariement	0,35685	0,25019		14,81	0,000
	Avec appariement	0,35770	0,36551	92,7	-0,69	0,491
QUARTILE3	Sans appariement	0,24952	0,25009		-0,08	0,937
	Avec appariement	0,24498	0,23884	-977,5	0,61	0,544
QUARTILE4	Sans appariement	0,15811	0,24958		-12,73	0,000
	Avec appariement	0,15960	0,15765	97,9	0,23	0,821

Secteur d'activité					
SECT1	Sans appariement	0,03239	0,04743		-4,26 0,000
	Avec appariement	0,03292	0,03209	94,4	0,20 0,842
SECT2	Sans appariement	0,10486	0,03004		26,22 0,000
	Avec appariement	0,10603	0,09403	84,0	1,69 0,091
SECT3	Sans appariement	0,00906	0,00197		9,54 0,000
	Avec appariement	0,00921	0,00837	88,2	0,38 0,704
SECT4	Sans appariement	0,09278	0,02835		23,24 0,000
	Avec appariement	0,09375	0,08817	91,3	0,82 0,411
SECT5	Sans appariement	0,33434	0,04806		79,71 0,000
	Avec appariement	0,32450	0,34542	92,7	-1,88 0,061
SECT6	Sans appariement	0,00082	0,00149		-1,04 0,300
	Avec appariement	0,00084	0,00056	57,8	0,45 0,655
SECT7	Sans appariement	0,10376	0,14083		-6,42 0,000
	Avec appariement	0,10547	0,10575	99,2	-0,04 0,969
SECT8	Sans appariement	0,09580	0,31446		-28,39 0,000
	Avec appariement	0,09738	0,101	98,3	-0,51 0,608
SECT9	Sans appariement	0,04584	0,0373		2,71 0,007
	Avec appariement	0,0466	0,05636	-14,4	-1,87 0,061
SECT10	Sans appariement	0,0011	0,01642		-7,28 0,000
	Avec appariement	0,00112	0,00056	96,4	0,82 0,414
SECT11	Sans appariement	0,00274	0,02074		-7,62 0,000
	Avec appariement	0,00279	0,00195	95,3	0,73 0,466
SECT12	Sans appariement	0,05600	0,10279		-9,28 0,000
	Avec appariement	0,05692	0,04576	76,1	2,14 0,032
SECT13	Sans appariement	0,08811	0,15483		-11,11 0,000
	Avec appariement	0,08956	0,0971	88,7	-1,10 0,273
Part non qualifiés					
QUARTILE 1	Sans appariement	0,27642	0,37768		-12,58 0,000
	Avec appariement	0,28041	0,27902	98,6	0,13 0,895
Part très qualifiés					
QUARTILE 4	Sans appariement	0,15948	0,2505		-12,65 0,000
	Avec appariement	0,162110	0,15151	88,4	1,23 0,217

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité, sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 3 :

Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2000

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0008 * (0,0005)	0,0008 * (0,0005)	0,0008 * (0,0005)	0,0008 * (0,0005)
D01	0,0058 *** (0,0017)	0,0060 *** (0,0017)	0,0056 *** (0,0017)	0,0061 *** (0,0012)
D012	0,0099 * (0,0057)	0,0101 * (0,0058)	0,0094 * (0,0058)	0,0097 * (0,0058)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0038 ** (0,0017)	0,0038 ** (0,0017)	0,0036 ** (0,0017)	0,0039 ** (0,0017)
D12	0,0091 (0,0057)	0,0080 (0,0058)	0,0083 (0,0057)	0,0067 (0,0058)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0011 (0,0056)	0,0006 (0,0057)	0,0006 (0,0056)	-0,0003 (0,0058)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité, sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 4 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2001

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0003 (0,0011)	0,0003 (0,0011)	0,0003 (0,0011)	0,0003 (0,0011)
D01	0,0237 *** (0,0057)	0,0229 *** (0,0058)	0,0226 *** (0,0057)	0,0214 *** (0,0058)
D012	0,0440 *** (0,0079)	0,0417 *** (0,0080)	0,0417 *** (0,0080)	0,0393 *** (0,0080)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0226 *** (0,0056)	0,0218 *** (0,0057)	0,0223 *** (0,0056)	0,0212 *** (0,0057)
D12	0,0372 *** (0,0079)	0,0364 *** (0,0081)	0,0357 *** (0,0080)	0,0348 *** (0,0081)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0216 *** (0,0063)	0,0225 *** (0,0064)	0,0202 *** (0,0063)	0,0211 *** (0,0064)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 5 :

Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2003

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0005 (0,0027)	0 (0,0029)	0,0011 (0,0027)	0,0005 (0,0028)
D01	0,0189 *** (0,0066)	0,0192 *** (0,0068)	0,0204 *** (0,0066)	0,0190 *** (0,0068)
D012	0,0325 *** (0,0084)	0,0336 *** (0,0086)	0,0333 *** (0,0084)	0,0317 *** (0,0086)
<i>Echantillon 2</i>				
D1	0,0219 *** (0,0061)	0,0238 *** (0,0063)	0,0229 *** (0,0061)	0,0242 *** (0,0063)
D12	0,0351 *** (0,0081)	0,0370 *** (0,0084)	0,0343 *** (0,0081)	0,0360 *** (0,0084)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0195 *** (0,0063)	0,0201 *** (0,0064)	0,0179 *** (0,0063)	0,0181 *** (0,0065)
<i>Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	-0,003462051 (0,002905845)	-0,0037 (0,0030)	-0,0033 (0,0029)	-0,0033 (0,0030)
D01	0,0152 ** (0,0067)	0,0141 ** (0,0069)	0,0150 ** (0,0067)	0,0149 ** (0,0069)
D012	0,0264 *** (0,0084)	0,0282 *** (0,0087)	0,0254 *** (0,0085)	0,0275 *** (0,0087)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0141 ** (0,0063)	0,0143 ** (0,0064)	0,0149 ** (0,0063)	0,0146 ** (0,0064)
D12	0,0262 *** (0,0082)	0,0284 *** (0,0084)	0,0268 *** (0,0083)	0,0270 *** (0,0084)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0195 *** (0,0063)	0,0171 *** (0,0064)	0,0196 *** (0,0063)	0,0184 *** (0,0064)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 6 :

Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2004

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0030 (0,0035)	0,0020 (0,0035)	0,0020 (0,0034)	0,0010 (0,0035)
D01	0,0337 *** (0,0075)	0,0327 *** (0,0076)	0,0319 *** (0,0075)	0,0315 *** (0,0076)
D012	0,0446 *** (0,0094)	0,0456 *** (0,0095)	0,0423 *** (0,0094)	0,04430 *** (0,0095)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0307 *** (0,0069)	0,0293 *** (0,0071)	0,0306 *** (0,0070)	0,0302 *** (0,0070)
D12	0,0449 *** (0,0091)	0,0452 *** (0,0092)	0,0443 *** (0,0091)	0,0456 *** (0,0092)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0238 *** (0,0068)	0,0234 *** (0,0069)	0,0231 *** (0,0069)	0,0227 *** (0,0070)
<i>Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0020 (0,0035)	0,0020 (0,0035)	0,0017 (0,0035)	0,0020 (0,0035)
D01	0,0324 *** (0,0075)	0,0334 *** (0,0076)	0,0320 *** (0,0075)	0,0326 *** (0,0076)
D012	0,0479 *** (0,0093)	0,0476 *** (0,0095)	0,0462 *** (0,0094)	0,0450 *** (0,0095)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0310 *** (0,0069)	0,0314 *** (0,0070)	0,0298 *** (0,0070)	0,0304 *** (0,0070)
D12	0,0398 *** (0,0091)	0,0398 *** (0,0092)	0,0377 *** (0,0092)	0,0386 *** (0,0093)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0164 ** (0,0070)	0,0156 ** (0,0071)	0,0159 ** (0,0070)	0,0147 *** (0,0071)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 7 : Les quatre variantes de l'appariement pour l'année 2005

<i>Variable de résultat</i>	Sans remplacement	Avec remplacement	Sans remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001	Avec remplacement et le plus proche voisin dans un rayon <0,0001
<i>Spécification 1</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0058 (0,0036)	0,0058 (0,0036)	0,0059 * (0,0036)	0,0059 (0,0036)
D01	0,0228 *** (0,0076)	0,0228 *** (0,0078)	0,0225 *** (0,0077)	0,0221 *** (0,0078)
D012	0,0272 *** (0,0087)	0,0272 *** (0,0089)	0,0288 *** (0,0088)	0,0276 *** (0,0089)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0152 ** (0,0071)	0,0152 ** (0,0072)	0,0129 * (0,0071)	0,0147 * (0,0072)
D12	0,0144 * (0,0084)	0,0130 (0,0086)	0,0136 (0,0085)	0,0140 (0,0086)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	0,0036 (0,0053)	0,0044 (0,0053)	0,0049 (0,0053)	0,0053 (0,0053)
<i>Spécification 2</i>				
<i>Échantillon 1</i>				
D0	0,0051 (0,0036)	0,0054 (0,0036)	0,0048 (0,0036)	0,0055 (0,0037)
D01	0,0283 *** (0,0075)	0,0312 *** (0,0076)	0,0281 *** (0,0076)	0,0306 *** (0,0076)
D012	0,0275 *** (0,0087)	0,0326 *** (0,0088)	0,0281 *** (0,0088)	0,0328 *** (0,0088)
<i>Échantillon 2</i>				
D1	0,0189 *** (0,0070)	0,0207 *** (0,0071)	0,0197 *** (0,0070)	0,0208 *** (0,0071)
D12	0,0229 *** (0,0083)	0,0248 *** (0,0084)	0,0246 *** (0,0083)	0,0261 *** (0,0084)
<i>Échantillon 3</i>				
D2	-0,0004 (0,0054)	0 (0,0055)	0,0025 (0,0054)	0,0029 (0,0055)

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine (tous secteurs d'activité sauf l'agriculture et l'administration).

Annexe 8 : Modélisation probit bivarié □ équation de recours au chômage partiel en 2002

Variable	Estimation	Écart-type
<i>Société commerciale</i>	0,0522 ***	0,0185
<i>Restructuration en 2002</i>	-0,304 ***	0,0853
<i>Restructuration en 2001</i>	0,2071 ***	0,0532
<i>Taille</i>		
Moins 20 salariés		Réf.
20-49 salariés	0,1996 ***	0,0203
50-499 salariés	0,3963 ***	0,0233
500 salariés et plus	0,5171 ***	0,1035
<i>Âge de l'établissement</i>		
4 ^{ème} quartile	0,0762 ***	0,0146
<i>Localisation géographique</i>		
Île-de-France		Réf.
Centre Nord	0,1327 ***	0,028
Nord-Pas-de-Calais	0,0565 *	0,0358
Est	0,1242 ***	0,0314
Nord Ouest Atlantique	0,1087 ***	0,0307
Sud Ouest	0,1867 ***	0,0313
Centre Sud	0,1608 ***	0,0287
Midi Méditerranéen	0,3837 ***	0,0282
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2002</i>		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,2277 ***	0,0215
3 ^{ème} décile	-0,3963 ***	0,0246
4 ^{ème} décile	-0,4071 ***	0,0241
5 ^{ème} décile	-0,4682 ***	0,0284
6 ^{ème} décile	-0,6265 ***	0,0300
7 ^{ème} décile	-0,6480 ***	0,0309
8 ^{ème} décile	-0,6543 ***	0,0309
9 ^{ème} décile	-0,6756 ***	0,0315
10 ^{ème} décile	-0,6011 ***	0,0292
<i>Taux de variation de la valeur ajoutée en 2001</i>		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,0437 *	0,0263
3 ^{ème} décile	-0,0896 ***	0,0276
4 ^{ème} décile	-0,0974 ***	0,0282
5 ^{ème} décile	-0,1606 ***	0,0291
6 ^{ème} décile	-0,1279 ***	0,0290
7 ^{ème} décile	-0,1569 ***	0,0291
8 ^{ème} décile	-0,1922 ***	0,0296
9 ^{ème} décile	-0,1417 ***	0,0286
10 ^{ème} décile	-0,2017 ***	0,0299

Productivité apparente du travail en 2001		
1 ^{er} décile		Réf.
2 ^{ème} décile	-0,0632 **	0,0281
3 ^{ème} décile	-0,0280	0,0273
4 ^{ème} décile	-0,0586 **	0,0278
5 ^{ème} décile	-0,1062 ***	0,0289
6 ^{ème} décile	-0,1682 ***	0,0298
7 ^{ème} décile	-0,1892 ***	0,0307
8 ^{ème} décile	-0,2585 ***	0,0320
9 ^{ème} décile	-0,3341 ***	0,0343
10 ^{ème} décile	-0,4817 ***	0,0391
Part des femmes en 2002		
1 ^{er} quartile		Réf.
2 ^{ème} quartile	0,0920 ***	0,0184
3 ^{ème} quartile	0,1339 ***	0,0211
4 ^{ème} quartile	0,1316 ***	0,0246
Secteur d'activité		
Industries agricoles et alimentaires	-0,1268 ***	0,0484
Industrie des biens de consommation	0,4357 ***	0,0418
Industrie automobile	0,4948 ***	0,0858
Industrie des biens d'équipement	0,4458 ***	0,0434
Industrie des biens intermédiaires	0,6802 ***	0,0391
Énergie	-0,0866	0,2004
Construction	-0,0050	0,0427
Commerce	-0,3541 ***	0,0392
Transports	0,1347 ***	0,0479
Activités financières	-0,7809 ***	0,1559
Activités immobilières	-0,5740 ***	0,1034
Services aux entreprises	-0,0765 *	0,0427
Services aux particuliers	-0,1719 ***	0,0401
Éducation, santé, action sociale		Réf.
Part des salariés non qualifiés en 2002		
1 ^{er} quartile	-0,0542 ***	0,0162
Part des salariés très qualifiés en 2002		
4 ^{ème} quartile	-0,0262	0,0192
Être localisé dans un département avec plus de chômage partiel		
	0,3974 ***	0,0161
Constante		
	-2,4428 ***	0,0562
Nombre d'observations		644 275

Source : Échantillons obtenus par l'appariement de six sources de données.

Champ : Établissements de France métropolitaine.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 131** Labour Market Status, Transitions, and Gender: a European Perspective
Choix d'activité, transitions et genre : une perspective européenne
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE
octobre 2010
- N° 130** *La mobilité de la main-d'œuvre en Europe : le rôle des caractéristiques individuelles et de l'hétérogénéité entre pays*
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE
octobre 2010
- N° 129** *Les politiques de l'emploi en Europe : quelles réactions face à la crise ?*
CHRISTINE ERHEL
septembre 2010
- N° 128** *Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Île-de-France*
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, PASCALE PETIT, FLORENT SARI
juillet 2010
- N° 127** *Mesurer le travail. Une contribution à l'histoire des enquêtes françaises dans ce domaine*
MICHEL GOLLAC, SERGE VOLKOFF
juillet 2010
- N° 126** *Comment réduire la fracture spatiale ? Théorie et application en Île-de-France*
NATHALIE GEORGES, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 125** *Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?*
SABINA ISSEHNANE, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 124** A Dynamic Overview of Socio-Productive Models in France (1992-2004)
Un panorama dynamique des modèles socio-productifs en France (1992-2004)
THOMAS AMOSSE, THOMAS COUTROT
juin 2010
- N° 123** *Ségrégation urbaine et accès à l'emploi : une introduction*
MANON DOMINGUES DOS SANTOS, YANNICK L'HORTY, ÉLISABETH TOVAR
novembre 2009
- N° 122** *Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme Fillon de 2003*
MATTHIEU BUNEL, FABRICE GILLES, YANNICK L'HORTY
août 2009